

PRÉVISION DE LA PRIME DE RISQUE AU CANADA

PAR

Philippe Girard

Mémoire présenté au programme de Maîtrise en administration

En vue de l'obtention du grade de Maître ès sciences

Département de finance
ÉCOLE DE GESTION
UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

01/05/2017

Résumé

Ce mémoire a pour objectif de bonifier les connaissances quant à la prévision de la prime de risque du marché des actions au Canada. La méthodologie présentée s'appuie sur l'hypothèse que les variables, permettant de prévoir la prime de risque, caractérisent la conjoncture économique et sont définies comme des variables d'état dans le modèle de Merton (1973). Les deux modèles de prévision utilisés peuvent être différenciés par leur caractère univarié et multivarié. Le second modèle fait usage de l'analyse en composantes principales afin de créer des facteurs capturant la majeure partie de la covariance des groupes de variables. On identifie trois groupes de variables spécifiques; ces groupes se distinguent par leur caractère macroéconomique, technique ou leur lien avec le sentiment du marché. Une innovation est présentée dans la création de cinq séries de données mensuelles afin de refléter le sentiment du marché des actions canadiennes. Une approche globale est employée dans le but de prévoir la prime de risque mensuelle du S&P/TSX, puis une approche segmentée répète le même processus pour dix secteurs d'activités. Pour chacune de ces deux approches, une série de tests hors échantillon, « out of sample » en anglais est étudiée. Le pouvoir de prévision de la prime de risque des groupes de variables est alors testé en contexte de récession et de période d'expansion. Finalement, le gain d'utilité des modèles est calculé à l'aide d'une simulation de l'allocation d'un portefeuille en fonction des prévisions préétablies.

De façon globale, bien que plus d'indicateurs techniques soient statistiquement significatifs, les variables macroéconomiques semblent mieux performer dans la prévision de la prime de risque du Canada sur la période observée. Le ratio dividende-prix, le ratio de distribution des bénéfices et une prime de crédit semblent dominer les autres variables. L'utilisation d'indicateurs techniques est particulièrement intéressante lors de la prévision sectorielle, le momentum sur douze mois se distinguant de façon notable.

Remerciements

Ce mémoire est le résultat d'un travail de recherche de près de deux ans. Sa réalisation n'aurait pas été possible sans l'aide et les nombreuses suggestions de Guy Bellemare, mon directeur de recherche. J'aimerais également remercier Frank Coggins pour son support et Stéphane Chrétien qui m'a fourni de précieuses données.

Table des matières

Résumé.....	i
Remerciements	ii
1. Introduction	1
2. Revue de littérature	3
2.1 Efficience des marchés et prévision des rendements	3
2.2 Prévision de la prime de risque à l'aide de variables fondamentales et macroéconomiques.....	6
2.2.1 Variables fondamentales	6
2.2.2 Variables macroéconomiques	11
2.3 Prévision de la prime de risque à l'aide de variables techniques	17
2.4 Prévision de la prime de risque à l'aide de la perception du marché	25
2.5 Prévision de la prime de risque au Canada	32
2.6 Problèmes économétriques des régressions prévisionnelles	33
2.6.1 Biais économétriques	33
2.6.2 Performance prédictive intra et hors échantillon.....	35
2.7 Modèles de prévision de la prime de risque	38
3. Données	41
3.1 Description des variables macroéconomiques	41
3.2 Description des indicateurs techniques	44
2.2.1 Moyennes mobiles.....	44
3.2.2 Momentum	45
3.2.3 Volume	45
3.3 Description des composantes de l'indice de sentiment.....	46
3.3.1 Prime de volatilité	46
3.3.2 Volume et rendement au premier jour de IPO	47
3.3.3 Market turnover.....	48
3.3.4 Variance anticipée	48
3.4 Statistiques descriptives	49
4. Méthodologie	52
4.1 Régressions univariées	52
4.2 Modèle factoriel	53

4.3 Bootstrap	55
4.4 Méthodologie out of sample.....	58
4.4.1 Erreur quadratique de prévision	58
4.4.2 MSFE ajusté	59
4.4.3 Coefficient de détermination ajusté.....	61
5. Analyse des résultats	63
5.1 Résultats in sample.....	63
5.1.1 Résultats IS du marché global	63
5.1.2 Résultats IS du sentiment du marché	66
5.1.3 Résultats IS par secteur d'activités.....	68
5.2 Résultats out of sample	72
5.2.1 Résultats OOS du marché global	72
5.2.2 Résultats OOS par secteur d'activité.....	72
5.3 Autres Résultats.....	74
5.3.1 Coefficient de détermination lors de récessions et de périodes d'expansion ..	74
5.3.2 Allocation du capital selon les prévisions des modèles	76
6. Discussion	79
7. Conclusion.....	81
Bibliographie.....	83
Annexe A.....	91
Tableaux.....	91
Figures.....	109

Liste des tableaux

Tableau 1 : Articles répertoriés sur les variables fondamentales

Tableau 2 : Articles répertoriés sur les variables découlant des taux d'intérêt

Tableau 3 : Articles répertoriés sur les autres variables macroéconomiques

Tableau 4 : Modèle GJR GARCH(1,1,1)

Tableau 5 : Statistiques sommaires

Tableau 6 : Matrice de corrélation entre les variables macroéconomiques, 1977-2015

Tableau 7 : Matrice de corrélation entre les indicateurs de sentiment, 1977-2015

Tableau 8 : Résultats IS des régressions de prévision univariées globales, 1977-2015

Tableau 9 : Résultats IS des régressions de prévision factorielles globales, 1977-2015

Tableau 10 : Résultats IS des régressions de prévision univariées globales, 2001-2015

Tableau 11 : Résultats IS des régressions de prévision factorielles globales, 2001-2015

Tableau 12 : Résultats IS des régressions de prévision univariées sectorielles, 1989-2015

Tableau 13 : Résultats IS des régressions de prévision factorielles sectorielles, 1989-2015

Tableau 14 : Matrice de corrélation entre la prime de risque des différents secteurs d'activités, 1989-2015

Tableau 15 : Résultats OOS des régressions de prévision univariées et factorielles globales, 1977-2015

Tableau 16 : Résultats OOS des régressions de prévision univariées sectorielles, 1989-2015

Tableau 17 : Résultats OOS des régressions de prévision factorielles sectorielles, 1989-2015

Tableau 18 : Autres résultats OOS des régressions univariées et multivariées globales lors de période d'expansion et de récession ainsi que gain d'utilité, 1977-2015

Tableau 19 : Résultats IS des régressions univariées globales, pour les données de 1977 à 2011 aux États-Unis

Tableau 20 : Résultats IS des régressions factorielles globales, pour les données de 1977 à 2011 aux États-Unis

Liste des figures

Figure 1 : Sensibilité des facteurs macroéconomiques, pour la période entre 1977:01 et 2015:04

Figure 2 : Sensibilité des facteurs techniques, pour la période entre 1977:01 et 2015:04

Figure 3 : Sensibilité des facteurs générés à partir de toutes les variables, pour la période entre 1977:01 et 2015:04

Figure 4 : Graphique de la prime de risque du S&P/TSX et des prévisions des modèles incorporant les variables macroéconomiques, indicateurs techniques et toutes les variables respectivement, pour la période entre 1977:01 et 2015:04

Figure 5 : Sensibilité des facteurs de sentiment, pour la période entre 2001:05 et 2015:04.

Figure 6 : Sensibilité des facteurs générés à partir de toutes les variables, pour la période entre 2001:05 et 2015:04

1. Introduction

Le processus orchestrant la relation entre le rendement et le risque est un thème qui comporte plusieurs aspects non résolus. En général, on accorde à la prime de risque un caractère variable. Les études quant à sa prévision sont nombreuses et leurs résultats parfois contradictoires. La problématique à laquelle ce travail tente de répondre est: est-il possible de prévoir la prime de risque du marché canadien à l'aide de variables fondamentales et macroéconomiques, d'indicateurs techniques et de variables de substitution du sentiment du marché? Dans cet ordre d'idée, un modèle univarié et un modèle factoriel sont utilisés. L'analyse en composantes principales permet la création des facteurs représentant les groupes de variables. Le gain d'utilité des modèles de prévision par rapport à un modèle naïf tel que la moyenne historique est déterminé. Une conclusion générale tirée des résultats est que les variables macroéconomiques sont plus performantes dans la prévision de la prime de risque du marché global, alors que les indicateurs techniques performant mieux dans la prévision de la prime de risque par secteur. Le reste du travail est structuré comme suit: La littérature connexe est tout d'abord présentée à la section 2 dans une revue permettant de comprendre le contexte scientifique et les principaux enjeux. Les thèmes de l'efficience des marchés, de la prévision des rendements, du choix de variables explicatives, des problèmes économétriques et la sélection du modèle de prévision sont abordés. Cette partie laisse place aux sections 3 et 4 ayant comme sujet la procédure de création des variables et le cadre méthodologique respectivement. Ces sections exposent un modèle multivarié combiné à l'analyse en composantes principales, la méthode de « bootstrap » utilisée pour tenir compte de la dépendance entre les variables indépendantes et les rendements des périodes précédentes ainsi que l'analyse « out of sample ». La section 5 présente les

principaux résultats obtenus et la section 6 tisse les liens entre les résultats obtenus et ceux d'études précédentes. Finalement, la section 7 énonce les éléments importants présentés dans une courte conclusion.

2. Revue de littérature

Le thème de la prévision de la prime de risque a fait et fait toujours l'objet de nombreuses études; la raison est que le choix de modèles et de variables est toujours débattu. Cette première section examine les articles ayant mené au sujet et au cadre méthodologique du présent mémoire. Tout d'abord, le thème de l'efficience des marchés est abordé, mettant en contexte la confrontation entre la recherche et les piliers de la théorie de portefeuille. Ensuite, les principaux groupes de variables soit fondamentales, macroéconomiques, techniques et liées au sentiment du marché ainsi que leurs caractéristiques sont présentés. Finalement, la discussion fait place aux problèmes de type économétrique, à l'utilisation de différents échantillons dans le cadre méthodologique et aux modèles de prévision les plus utilisés.

2.1 Efficience des marchés et prévision des rendements

Selon la théorie de l'efficience des marchés financiers, un marché efficient ne permet pas la présence d'opportunités d'arbitrage de grande échelle offrant un haut profit et cela, sans risque. La forme semi-forte établit que les prix reflètent toute l'information publique. En suivant cette logique, il est impossible de prévoir les prix futurs et les rendements des titres à partir d'information publique, et d'utiliser ces prévisions pour en dégager un rendement anormal. Par ailleurs, Fama (1970) explique que les conditions de l'équilibre du marché se basent sur un modèle dit d'espérance de rendement. Ce modèle est présenté de la façon suivante :

$$(1) \quad E(\tilde{P}_{j,t+1}|\Phi_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t)]P_{jt}$$

Dans l'équation (1), la relation entre les prix au temps t ($P_{j,t}$) et celui au temps $t + 1$ ($P_{j,t+1}$) est présentée. Le terme $r_{j,t+1}$ est le rendement du même titre pour une période et Φ_t est l'ensemble d'information affectant le rendement. Le tilde signifie que le rendement et le prix futur ont une valeur aléatoire lorsqu'ils sont évalués à t . Fama ajoute que l'espérance de rendement d'un titre, tel que déterminé par l'équilibre du marché serait fonction du risque qui lui est associé. Par exemple, dans le cas où un rendement supérieur obtenu durant une période est justifié par un risque plus grand, l'efficiency des marchés est respectée.

En s'appuyant sur l'hypothèse que l'espérance des rendements et le risque des titres financiers ne sont pas constants dans le temps, on ne peut exclure la possibilité de prévoir les rendements futurs. Fama (2014) explique que le risque de possession d'un titre est rémunéré et affecte l'espérance du rendement de cet actif. Ce même risque est porté à fluctuer dans le temps. En supposant qu'un investisseur a de l'aversion au risque, l'espérance de rendement devra être plus grande lorsque le risque est supérieur, ces éléments étant corrélés positivement. Le désir de prévoir la variation de la prime de risque est motivé par le gain additionnel que cela procurerait.

Un deuxième aspect important de l'efficiency des marchés est l'assimilation de l'information passée. Selon Fama (2014), la condition générale pour obtenir l'efficiency des marchés est que l'information utilisée par les investisseurs ne procure pas une espérance de rendement supérieure à celle qu'on pourrait espérer en utilisant toute l'information disponible sur le marché. Cette condition est notée de la façon suivante:

$$(2) \quad E(\tilde{r}_{t+1}|\theta_{tm}) = E(\tilde{r}_{t+1}|\theta_t)$$

À l'équation (2), \tilde{r}_{t+1} représente le rendement réalisé entre la période t et $t + 1$, θ_{tm} l'information du marché et θ_t l'information utilisée par les investisseurs. Étant donné que $E(\tilde{r}_{t+1}|\theta_{tm})$ n'est pas observable, il n'est pas possible de tester l'efficacité des marchés en vérifiant si la condition énoncée à l'équation (2) tient. Pour cela, il est nécessaire d'élaborer un modèle qui explique de quelle façon l'information du marché affecte les prix futurs. Le problème est que lorsque l'on tente de tester ce modèle à l'aide d'observations et que le test échoue, on ne peut déterminer si le marché est inefficace ou bien si le modèle est erroné. C'est ce que Fama (2014) appelle « the joint hypothesis problem ». S'il existait un modèle théorique absolu, il serait possible de tester l'efficacité des marchés de façon pratique, c'est-à-dire de comparer les observations avec les attentes théoriques.

Le lien entre les rendements de titres et la prime de risque du marché est testé notamment par Ferson et Harvey (1991). Selon leurs résultats, la prime de risque explique la plus grande part des variations des prix des titres. Cela s'explique facilement puisque le rendement de l'actif sans risque varie très peu dans le temps relativement aux rendements des titres. Les éléments significatifs expliquant l'évolution de la prime de risque devraient donc être aussi efficaces dans la prévision des rendements des titres financiers; ces éléments seront détaillés dans les prochaines sections. Tout comme l'espérance de rendement des titres, la prime de risque du marché n'est pas constante dans le temps puisqu'elle est affectée, entre autres, par l'environnement économique. Les tentatives de prévoir celle-ci sont donc justifiées.

2.2 Pr vision de la prime de risque   l'aide de variables fondamentales et macro conomiques

De nombreux universitaires (Welch et Goyal 2008, Campbell et Thompson 2008, Lettau et Nieuwerburgh 2008 et Rapach, Strauss et Zhou 2010) se sont questionn s sur la possibilit  d'obtenir un mod le qui conduirait   une pr vision sup rieure de la prime de risque plut t que la simple utilisation de la moyenne historique. Les principales questions auxquelles ils tentent de r pondre sont: 1) est-il possible de pr voir la prime de risque   l'aide de variables macro conomiques et fondamentales, et 2) quels mod les semblent expliquer son  volution dans le temps? De nombreuses variables sont test es et compar es dans le but d'identifier celles qui ont le meilleur pouvoir de pr vision de la prime de risque. Une fois identifi es, ces variables peuvent  tre utilis es par les gestionnaires de portefeuille afin d'ajuster leurs strat gies d'investissement et ainsi obtenir de meilleurs rendements. Bien plus accept  dans la pratique que dans le milieu acad mique, le choix des mod les et des variables est motiv  par le d sir d'obtenir un rendement anormal, statistiquement et  conomiquement significatif. Les variables fondamentales et macro conomiques partagent une caract ristique similaire, c'est- -dire qu'elles sont toutes deux li es   l' tat de l' conomie   long terme et c'est cette similitude qui permet de les regrouper sous la cat gorie macro conomique. Les variables fondamentales,  tant li es directement   la sant  financi re des entreprises et   leur valeur intrins que, sont les premi res    tre utilis es.

2.2.1 Variables fondamentales

Les variables fondamentales sont consid r es comme des facteurs d terminants dans l' valuation de la valeur d'un actif. La raison pour laquelle elles sont li es aux

rendements des titres s'explique de la façon suivante: lorsqu'une action est sous-évaluée ou surévaluée par rapport à sa valeur intrinsèque, son rendement espéré tend à être haut ou bas respectivement. Cette conclusion, bien qu'acceptée de façon générale sur le marché, est réellement testée à la fin des années 1900. De façon intuitive, les variables cours-bénéfices, valeur aux livres sur valeur marchande et rendement en dividende sont toutes les trois des ratios rapportant la valeur établie par le marché par rapport à des éléments des états financiers, soit les bénéfices, la valeur aux livres des actions et les dividendes respectivement. Ces trois variables sont définies comme fondamentales.

Bien que l'intérêt envers les variables permettant de déterminer la valeur intrinsèque d'actifs était présent auparavant, c'est à la fin des années 1970 et durant les années 1980 que les premiers articles traitant de la corrélation entre les variables fondamentales et les rendements des titres transigés sur le marché apparaissent. Tout d'abord, le rendement en dividende prend une place importante durant ces années (Litzenberger et Ramaswamy 1979, Rozeff 1984, Campbell et Shiller 1988a et Fama et French 1988, 1989). Les données utilisées dans ces études s'étendent de 1871 à 1987, tout dépendant des études. Le rendement en dividende d'un actif est défini comme la somme des dividendes versés entre les temps t et $t + 1$ qu'on divise par le prix courant au temps t . Une alternative est le ratio dividende-prix qui est calculé en faisant la somme des dividendes versés entre le temps $t - 1$ et t sur le prix au temps t . Cette version présente un aspect rétrospectif, le prix étant ajusté aux bénéfices et dividendes obtenus au cours de la période. La relation positive entre le rendement en dividende et les rendements de titres ou bien d'indices tels que le S&P500 est un résultat récurrent dans les articles mentionnés précédemment.

Fama et French (1988, 1989) soulève que le rendement en dividende d'un titre est grandement affecté par le prix de l'actif puisque la variation des dividendes est plutôt faible. Cette stabilité est expliquée par la réticence des entreprises à annoncer une diminution de leur dividende périodique. En effet, la décision de diminuer un dividende périodique est interprétée comme un présage de difficultés financières à venir et provoque généralement une forte réaction du marché. Comme le numérateur du rendement en dividende varie peu et que son dénominateur est le même que celui du rendement du titre, on observe une forte corrélation entre les variations de ces deux variables. L'utilisation du rendement en dividende dans la prévision de la prime de risque du marché des actions est donc justifiée par la relation qui existe entre la variable fondamentale et les rendements des titres.

Les articles s'intéressant au « book-to-market » (B/M) sont concentrés dans les années 1990 (Rosenberg, Reid et Lanstein 1985, Fama et French 1992, 1993, Davis 1994, Kothari, Shanken et Sloan 1995, Chan, Jegadeesh et Lakonishok 1995, Kothari et Shanken 1997, Pontiff et Schall 1998 et Rapach et Wohar 2006). Les tests effectués par ces auteurs utilisent les rendements de titres américains faisant partie du New York Stock Exchange (NYSE), du NASDAQ ou bien de l'AMEX, des indices tels que le S&P500 et le DJIA sont également présents. Dans ces études, les données s'étendent sur une longue période, soit de 1926 à 1991. Chan, Hamao et Lakonishok (1991) utilisent quant à eux des données provenant du Tokyo Stock Exchange, devenu le Japan Exchange Group. Ces articles décrivent le B/M comme la valeur aux livres sur le prix au marché d'une action. La valeur comptable des titres serait prédisposée à refléter les flux monétaires espérés; c'est ainsi que plusieurs (Pontiff et Schall 1998, Berk 1995 et Sharathchandra et Thompson 1994) expliquent le pouvoir de prévision du B/M envers

les rendements futurs espérés. Le niveau des prix étant corrélé négativement avec le taux d'escompte, une hausse de ce dernier provoquera une hausse du B/M, de là la relation positive entre le B/M et les rendements futurs¹.

Une conclusion récurrente est que le pouvoir de prévision du « book-to-market » diminue avec le temps bien qu'il ait été supérieur à celui du rendement en dividende sur certaines périodes auparavant. Kothari, Shanken et Sloan (1995) obtiennent un lien faible entre le B/M de portefeuilles également pondérés et le rendement moyen des titres sur une période allant de 1926 à 1991. Ils mentionnent que les résultats des études antérieures sont caractérisés par un biais de sélection. Pontiff et Schall (1998) comparent le pouvoir de prévision du B/M du S&P500 et du DJIA, lesquels sont obtenus à l'aide des B/M des titres qui composent ces indices. Leurs résultats semblent indiquer que le pouvoir se dissipe dans le cas du DJIA pour la période post-1960, l'indice représentant moins bien l'ensemble du marché. Le pouvoir de prévision du B/M du S&P500 est statistiquement significatif durant cette période bien qu'il soit faible. Les résultats de Kothari et Shanken (1997) montrent également l'absence de pouvoir de prévision pour un indice pondéré par la capitalisation boursière à partir de 1962. Ils énoncent l'hypothèse qu'une augmentation de l'efficacité des marchés serait à l'origine de ce changement.

Le ratio cours-bénéfices (P/E) est la troisième et dernière variable dite fondamentale. Il reflète la valeur que le marché associe à une unité de bénéfice par action. Le rendement en bénéfice (earnings-yield) est calculé en inversant le ratio cours-bénéfices. Cette variable est associée à la performance future des entreprises; les titres ayant un P/E faible (élevé) auront tendance à obtenir un rendement supérieur (inférieur),

¹ Voir démonstration Pontiff et Schall (1998)

toute chose étant égale par ailleurs. La relation entre le ratio et les rendements futurs serait donc négative.

Basu (1977, 1983), Reinganum (1981), Cook et Rozeff (1984), Campbell et Shiller (1988b), Jaffe, Keim et Westerfield (1989), Davis (1994), Campbell et Shiller (1998), et Rapach et Wohar (2006) trouvent tous un lien statistiquement significatif entre les rendements de titres individuels, de portefeuilles, ou d'indices américains et le P/E. N'obtenant pas les mêmes résultats quant à la supériorité du P/E par rapport à la capitalisation boursière (effet de taille) comme variable prédictive, Basu (1977, 1983), Reinganum (1981) et Cook et Rozeff (1984) partagent la conclusion que les deux variables sont liées et qu'une partie commune de la variation du rendement est expliquée par celles-ci.

Le tableau suivant présente une liste non exhaustive des études sur le pouvoir de prévision des variables fondamentales ainsi que la description des échantillons, des périodes utilisées et des résultats respectifs.

[Insérer tableau 1 ici]

Dans le tableau 1, les études portant sur une même variable explicative et dont les résultats sont significatifs ont en commun le signe de la corrélation avec la variable dépendante. Dans certains cas, les auteurs segmentent la période étudiée et obtiennent une relation de signe contraire sur un sous-échantillon. Lorsque c'est le cas, le coefficient est toutefois non-significatif. Les études répertoriées dans la première section utilisent le rendement en dividende comme variable indépendante. Ces articles observent une relation positive entre la variable et 1) les rendements de portefeuilles ou 2) les rendements de portefeuilles en excès de celui des bons du Trésor à court terme.

La même conclusion peut être tirée du ratio de la valeur aux livres sur la valeur marchande. Le ratio cours-bénéfices est corrélé négativement avec les rendements de l'indice S&P500 alors que, intuitivement, la corrélation entre la réciproque du ratio (E/P) et les rendements des différents portefeuilles est positive.

2.2.2 Variables macroéconomiques

Un lien existe entre les variables de type fondamental et macroéconomique; toutes deux seraient corrélées avec l'état du marché à long terme ce qui expliquerait respectivement leur fort pouvoir de prévision des rendements de portefeuilles et d'indices de marché. C'est le cas par exemple du rendement en dividende et de l'écart de crédit (la différence entre le taux moyen d'obligations considérées comme risquées et le taux moyen d'obligations gouvernementales, « default spread » en anglais). Il est donc fréquent de catégoriser les variables fondamentales comme étant de type macroéconomique tel que le font Neely, Rapach, Tu et Zhou (2014).

Black, Jensen et Scholes (1972) critiquent le CAPM de Treynor (1961, 1962), Sharpe (1964) et Lintner (1965). Ils illustrent une anomalie dans le modèle; lorsque le bêta d'un actif est faible (élevé), en moyenne, le rendement a tendance à être élevé (faible). Se basant sur cette critique, Merton (1973) développe le « Intertemporal capital asset pricing model ». Ce dernier, comme le mentionne son titre, permet aux transactions d'évoluer en temps continu. La fonction d'utilité sous-tendue dans le modèle met en parallèle la consommation et l'investissement en tenant compte de la possibilité de changements d'opportunités d'investissement dans le temps. Merton (1973) présente son modèle avec le cas particulier de l'anomalie trouvée par Black et al. (1972) comme suit :

$$(3) \quad \alpha_i - r = \beta_i(\alpha_M - r) + \gamma_i(\alpha_0 - r)$$

Où

α_i : l'espérance de rendement du titre i

r : le rendement de l'actif sans risque

β_i : le bêta du titre

α_M : l'espérance du rendement du marché

γ_i : la sensibilité au portefeuille zéro bêta

α_0 : l'espérance du rendement du portefeuille zéro bêta

Dans cet exemple, le terme $(\alpha_0 - r)$ est la prime liée à un faible bêta. Dans le modèle général, ce terme est défini comme étant la variable d'état et n'est pas spécifié. Ce modèle est particulièrement intéressant dans la prévision de la prime de risque. En effet, la variable d'état, bien qu'elle ne soit pas identifiée, permet de capter des effets qui n'apparaissent pas dans le modèle statique. Le modèle de Merton (1973) corrige donc les anomalies du CAPM statique détectées par le passé. Si la variable d'état peut être représentée par des variables macroéconomiques, le pouvoir de prévision de ce type de variable pourrait être justifié. Cette constatation va dans le même sens que celle de Fama et French (1989), telle que mentionnée précédemment. Par la suite, Fama et French (1993) élaborent un modèle à trois facteurs, inspiré de celui de Merton (1973) tenant compte des différences de rendements moyens entre i) petites et grosses capitalisations boursières et ii) les titres ayant un ratio valeur aux livres sur valeur marchande élevé et faible.

D'autre part, Chen, Roll et Ross (1986) expliquent la relation entre le rendement et plusieurs variables macroéconomiques selon une approche mathématique. Ainsi, la relation entre le prix et les flux monétaires espérés, $E(c)$, correspond à:

$$(4) \quad P = E(c)/k$$

La variable k est le taux d'actualisation des flux monétaires. En dérivant cette équation, ils obtiennent :

$$(5) \quad dP/P + c/P = d[E(c)]/E(c) - dk/k + c/P$$

Chen et al. (1986) déduisent à partir de la relation dérivée du prix que les chocs sur le taux d'escompte (k) ou sur les flux monétaires espérés ($E(c)$) auront un impact sur le rendement. Le premier élément, soit le taux d'escompte, tient compte de l'incertitude liée aux flux monétaires futurs; il est affecté par le niveau des taux d'intérêt et par l'écart entre les taux ayant différentes maturités. C'est pourquoi une variation non anticipée de la prime de risque ou du taux d'intérêt d'un actif sans risque affectera les rendements; la prime de risque est fonction de variations de la consommation réelle. Le second élément, soit les flux monétaires sont quant à eux sensibles au taux d'inflation anticipé et au niveau réel de production anticipée. Ainsi, bien que nous ne connaissions pas l'identité de la variable d'état de Merton (1973), certaines variables économiques justifiées par la théorie peuvent être utilisées comme variables de substitution (proxys). Celles-ci captent une partie du risque systématique du marché.

Fama et French (1989) indiquent que les rendements espérés du marché incluent une prime de maturité évoluant selon les cycles économiques à court terme. Cette prime serait en partie due à l'effet de la consommation; lorsque les investisseurs ont des

revenus plus élevés, la demande de produits financiers a tendance à augmenter. L'espérance des rendements tend alors à diminuer, toutes choses étant égales par ailleurs. Le rendement espéré est donc inférieur lorsque l'économie est à un sommet et supérieur lors d'un creux. L'écart entre les taux moyens d'obligations ayant une échéance long terme et les taux moyens à échéance court terme est appelé « term spread »; cette variable permet de capter les variations du rendement espéré du marché durant les sommets et les creux des cycles économiques. Cet exemple confirme le lien entre les rendements du marché et les variables macroéconomiques. Ainsi, Fama et French (1989) se positionnent en faveur de la prévision de la prime de risque du marché avec ce type de variables.

Suite au développement des modèles mentionnés, le pouvoir explicatif d'une longue liste de variables macroéconomiques a été testé. Une catégorie importante parmi celles-ci regroupe les taux d'intérêt d'obligations ainsi que les écarts de taux entre différentes obligations. Ces variables affectent le taux d'actualisation des flux monétaires et en tant que tel, leur effet est majeur sur le processus de détermination des prix. Le tableau 2, ci-dessous, résume l'information essentielle des articles utilisant les taux d'intérêt pour prédire la prime de risque du marché.

[Insérer tableau 2 ici]

Dans le tableau 2, on retrouve d'abord le taux d'intérêt court-terme, souvent représenté par les taux d'intérêt des bons du Trésor (T-bill) à un mois et trois mois d'échéance. Sa corrélation négative est répertoriée dans tous les articles mentionnés. À l'exception de Breen, Glosten et Jagannathan (1989), les auteurs trouvent que le pouvoir de prévision du taux court terme est statistiquement significatif. Le « term

spread », tel que mentionné auparavant, est étudié par Keim et Stambaugh (1986), Campbell (1987), Fama et French (1989), Carmichael et Samson (1996), Rapach et Wohar (2006) et de nombreux autres chercheurs. Il est lié aux cycles économiques à court terme selon Fama et French (1989) et aux taux réels d'obligations long terme selon Chen, Roll, et Ross (1986). La corrélation entre le « term spread » et les rendements excédentaires de portefeuilles de titres varie selon les périodes. Fama et French (1989), Keim et Stambaugh (1986) et Rapach et Wohar (2006) trouvent que les variables ont un lien significatif et positif entre les années 1920 et les années 1980 alors que Keim et Stambaugh (1986) et Chen, Roll, et Ross (1986) obtiennent une corrélation négative entre les années 1950 et les années 1980. Le « default spread » est associé à des périodes s'étendant sur plusieurs cycles économiques selon Fama et French (1989), il a donc une portée long terme. Ces auteurs ainsi que Chen, Roll, et Ross (1986) et Rapach et Wohar (2006) trouvent un lien positif et statistiquement significatif entre le « default spread » et les rendements de titres se transigeant sur le NYSE, la plus longue période étudiée allant de 1927 à 1999.

Les variables dites purement économiques font également partie du groupe macroéconomique. On retrouve celles-ci dans le tableau 3.

[Insérer tableau 3 ici]

Si on utilise la formule de Gordon avec la théorie de Fisher, il est possible d'estimer l'impact du taux d'inflation dans le processus de fixation des prix. Lors d'une variation de l'inflation, le taux de croissance des dividendes devrait être affecté de la même façon que le taux d'escompte; le prix des actions et les dividendes demeureraient inchangés théoriquement. Les rendements ne devraient donc pas systématiquement varier avec

l'inflation. En réalité, il est intéressant de constater qu'il existe une corrélation négative entre les rendements du marché et le taux d'inflation. C'est le cas dans les recherches de Nelson (1976), Fama et Schwert (1977), Chen, Roll, et Ross (1986) et Carmichael et Samson (1996) dont les principales caractéristiques se retrouvent dans le tableau 3. Ce résultat est cohérent avec une situation dans laquelle les entreprises sur le marché n'ont pas la capacité de transmettre en totalité les coûts liés à l'inflation à leurs clients, diminuant leur rentabilité. Campbell et Vuolteenaho (2004) énoncent deux possibilités afin d'expliquer les résultats des auteurs précédents. Premièrement, l'inflation pourrait endommager l'économie réelle en affectant seulement le taux de croissance des dividendes. Une seconde possibilité serait une augmentation du degré d'aversion au risque des investisseurs en simultané avec le taux d'inflation, augmentant ainsi la prime de risque. Contrairement aux résultats des études mentionnées précédemment, Campbell et Vuolteenaho (2004) obtiennent un pouvoir de prévision du taux d'inflation par rapport au rendement excédentaire du S&P500 statistiquement non significatif. La période qu'ils étudient est nettement plus longue que celle des autres études.

La proportion en équité des émissions totales (dette et équité) est également une variable économique utilisée dans les études académiques (Baker et Wurgler 2000 et Rapach et Wohar 2006). Les résultats de ces deux études convergent, c'est-à-dire que la part des émissions d'actions dans le financement global des entreprises est une variable statistiquement significative dans la prévision des rendements d'actions cotées à la New York Stock Exchange (NYSE). La relation négative entre cette dernière et les rendements de titres suggère que les entreprises synchronisent leurs émissions avec les rendements du marché, soit lors de sommets du cycle économique. Intuitivement, il est plus avantageux pour une entreprise d'émettre des actions lorsque le niveau des prix sur

le marché est élevé, et d'émettre de la dette dans la situation inverse. Le ratio entre la valeur marchande et le coût de remplacement des actifs, également appelé « Tobin's q » est apparue tardivement par rapport aux autres variables macroéconomiques. Le « Fed's q » est calculé de façon semblable: le dénominateur étant la valeur nette des actifs, soit le coût de remplacement des actifs physiques additionné aux actifs financiers auxquels on soustrait le passif. La valeur marchande moyenne des compagnies transigées sur le marché est élevée lors de sommet et faible lors de creux, alors que le coût de remplacement est beaucoup plus stable. La corrélation entre le ratio et les rendements du S&P500 devrait donc être négative, ce que les résultats statistiquement significatifs de Harney et Tower (2003) et Rapach et Wohar (2006) confirment.

En conclusion, chacune des variables fondamentales et macroéconomiques décrites offre la possibilité d'obtenir une meilleure prévision de la prime de risque. Elles prennent la forme de variables d'état dans le modèle de Merton et ont ainsi le rôle de variables de substitution par rapport à la conjoncture économique.

2.3 Prévision de la prime de risque à l'aide de variables techniques

L'analyse technique regroupe un ensemble de méthodes fréquemment exploitées par le marché pour tenter de prédire le cours futur des titres. Toutefois les chercheurs universitaires expriment généralement une certaine réserve quant à son utilisation puisqu'elle vise à profiter d'inefficiences dans le processus d'établissement du prix des titres et que l'existence de ces inefficiences est encore débattue. La plupart d'entre eux favorisent l'analyse fondamentale et défendent la théorie de l'efficacité des marchés. Lorsque la forme faible de l'efficacité des marchés tient, la variation des prix devrait

suivre une marche aléatoire et il serait impossible de profiter de tendances prévisibles. Bodie, Kane et Marcus (2008) émettent l'hypothèse suivante quant à l'utilisation d'indicateurs techniques :

[...] price patterns ought to be self-destructing. Once a useful technical rule (or price pattern) is discovered, it ought to be invalidated when the mass of traders attempt to exploit it.

Au cours du temps, on s'attend à voir l'apparition de nouvelles variables significatives alors que le pouvoir de prévision d'autres indicateurs s'estompera si les marchés sont efficients dans une certaine mesure. Parmi les techniques utilisées en pratique, on retrouve l'analyse graphique de tendances de données financières et l'analyse des cycles économiques. Dans les deux cas, l'analyste cherche à interpréter un signal, soit positif ou négatif, par rapport à la détention de l'actif. L'apparition de certaines tendances répétitives laisse croire à l'investisseur qu'il est probable que les prix varient de façon prévisible. Malgré leurs soucis théoriques, les chercheurs universitaires comparent les stratégies utilisant des indicateurs techniques avec une stratégie dite passive ou « buy-and-hold », en anglais (par exemple Cooper 1999 et Fama et Blume 1966). Cette procédure correspond à tester le degré de signification économique : La création de portefeuilles est réalisée au temps t sur la base d'information recueillie sur la période allant de $t - k$ à t , où k varie en fonction de la stratégie mise en place. Le rendement de la stratégie est mesuré au temps $t + 1$. L'hypothèse nulle testée est que le rendement généré par la règle de transaction est égal ou inférieur au rendement généré par la stratégie « buy-and-hold ». De cette façon il est possible d'apprécier la capacité de la stratégie à anticiper le marché et à prévoir la prime de risque par le rendement excédentaire généré par rapport à une méthode passive. Cette procédure permet de tester

le degré de signification économique et est complémentaire au degré de signification statistique. La performance de ces règles d'investissement est également évaluée à l'aide de mesures qui tiennent compte du risque systématique telles que développées par Jensen, Sharpe et Treynor (Basu 1977).

Brock, Lakonishok et LeBaron (1992) obtiennent des résultats fortement favorables à l'analyse technique. Ces derniers testent des moyennes mobiles et utilisent des règles de transactions basées sur des variations du prix à l'extérieur de niveaux de support et de résistance. Plusieurs articles (Bessembinder et Chan 1998, Sullivan, Timmermann et White 1999 et Park et Irwin 2007) viennent à la conclusion que le pouvoir de prévision de l'analyse technique diminue avec le temps. Une cause possible serait la surutilisation des règles de transaction ayant comme répercussions d'améliorer l'efficacité des marchés et donc de réduire leur rentabilité de manière générale.

Tel que présenté dans la section sur l'efficacité de marché, l'analyse technique ne concorde pas avec les fondements de la théorie de l'efficacité des marchés et c'est pourquoi elle est difficile à justifier. Les études portant sur cette approche se concentrent sur trois marchés: les actions, les contrats à terme ainsi que les devises étrangères. Neely et al. (2014) répertorient quatre modèles pour justifier l'utilisation de l'analyse technique afin de tenter de prévoir la prime de risque du marché. Ces modèles s'appuient sur l'existence d'inefficiences sur le marché, lesquelles seraient captées par l'analyse technique. Les hypothèses sous-tendues par ces modèles sont : l'existence d'une disparité entre le moment où différents investisseurs reçoivent l'information (Treynor et Ferguson 1985), l'apparition de différentes réponses à une même information (Cespa et Vives 2012), la manifestation de réactions modérées ou excessives par rapport à une information (Hong et Stein 1999) et la présence de limites

à l'arbitrage (De Long, Shleifer, Summers et Waldmann 1990). Ces hypothèses sont énoncées de façon plus générale par Menkhoff et Taylor (2007). Selon eux, l'existence d'un délai entre l'annonce de caractéristiques fondamentales et les répercussions complètes dans le marché justifierait l'utilisation de l'analyse technique pour le marché monétaire. Le fait que certains investisseurs obtiennent des renseignements d'avance ou comprennent mieux les répercussions de ces renseignements sur la valeur marchande de l'actif en question donnerait lieu à une période d'adaptation du prix et par le fait même, à des opportunités d'investissements. En l'absence d'informations privilégiées, des investisseurs pourraient profiter de l'écart de prix existant à l'aide de l'analyse technique (Hellwig 1982). Dans une telle situation, l'utilisation de l'analyse technique est justifiée tant que les profits qu'on peut espérer en retirer excèdent les coûts encourus.

L'un des types les plus courants d'outils utilisés parmi l'ensemble qu'offre l'analyse technique est le momentum. Ce dernier apparaît entre autres dans les travaux de Jegadeesh et Titman (1993, 2001a, 2001b, 2002). Ces chercheurs observent une relation positive entre les rendements futurs et les rendements passés des titres se transigeant au NYSE pour des périodes de trois à douze mois. Dans un tel contexte, une stratégie qui suggère d'acheter les titres ayant bien performé et de vendre les titres ayant mal performé appelés « gagnants » et « perdants » respectivement engendre des rendements anormaux de façon significative, c'est-à-dire des rendements supérieurs à ceux auxquels on aurait pu espérer, compte tenu du risque. Dans le même ordre d'idées, Smidt (1965) utilise la variation moyenne journalière du prix d'un contrat à terme pour des périodes de 1 à 10 jours. Si cette moyenne est supérieure (inférieure) à un seuil préétabli, un signal d'achat (de vente) est reçu. Asness, Moskowitz et Pedersen (2013)

trouvent l'existence de momentum associée à plusieurs classes d'actifs tels que les actions, les obligations gouvernementales, les devises et les contrats à terme, et ce, pour un grand nombre de pays.

La performance des titres financiers sur une période donnée peut être corrélée soit positivement, tel que mentionné précédemment, ou négativement avec la performance de la période précédente. Dans le second cas, un titre qui performe bien ou mal durant une période présente une performance inverse la période suivante. De Bondt et Thaler (1985) montrent que les portefeuilles d'actions transigées au NYSE ayant eu un rendement faible (élevé) durant une période de 3 à 5 ans ont tendance à mieux (mal) performer dans les 3 à 5 ans suivants. Ils associent ce résultat à la réaction excessive des investisseurs.

Utilisant une méthodologie semblable à celle du momentum, les moyennes mobiles (MM) exploitent les tendances des prix. Le principe de base est de confronter une MM à long terme avec une MM à court terme. On conclut par exemple que si la première est inférieure à la seconde, le prix devrait augmenter dans le futur. Cela envoie un signal positif et il est recommandable de faire l'acquisition de l'actif². Pour tester plusieurs règles successivement, il suffit de créer des MM ayant différentes durées et de les comparer les unes avec les autres. Graphiquement, une plus longue durée aura un aspect plus lisse. Un changement de tendance apparaîtra donc plus tard par rapport à une MM de courte durée³. La MM la plus utilisée est de type 1-200; cela correspond à comparer le prix d'une journée à une MM évaluée sur 200 jours⁴. On peut également utiliser un filtre pour obtenir une stratégie plus conservatrice, c'est-à-dire, une stratégie

² Kavajecz et Odders-White (2004)

³ Fong et Yong (2005)

⁴ Brock, Lakonishok et LeBaron (1992)

où le nombre de transactions est moindre et où les signaux de ventes/achats sont plus forts. Le filtre consiste à fixer une bande d'un pourcentage donné autour de la MM à long terme. Les transactions d'achats ou de ventes sont alors réalisées lorsque la MM à court terme franchit cette bande. Une multitude de stratégies utilisent les MM et peuvent différer de l'approche standard comme le font Han, Yang et Zhou (2013). Ceux-ci appliquent des MM à des portefeuilles classés par volatilité et obtiennent des rendements annualisés dépassant de 5.17% à 18.55% les rendements d'une stratégie passive.

L'utilisation de filtres sur des variables tels que les prix, rendements et volumes passés est un autre type d'indicateur technique. Répertoire des variations positives ou négatives considérables de la part de ces variables envoie un signal annonçant la possibilité d'une inversion ou d'une seconde variation de même nature. Fama et Blume (1966) déduisent qu'il existe une faible dépendance de mouvement dans les prix d'actifs sur le marché, mais qu'il serait impossible d'en profiter avec une stratégie utilisant des « filter rule » une fois que l'on tient compte des frais de transactions. Les auteurs concluent que le modèle de la marche aléatoire serait alors toujours le modèle à utiliser pour un investisseur, celui-ci devrait considérer que des changements de prix consécutifs sont indépendants. Pour la période de 1962 à 1993, Cooper (1999) trouve qu'un fort pouvoir prévisionnel est associé à des règles filtrant simultanément les prix et les volumes hebdomadaires de compagnies à capitalisation boursière élevée. Ce résultat est économiquement significatif même lorsque les coûts de transaction sont pris en compte. L'ajout de règles filtrant le volume à celles filtrant les variations de prix améliore grandement la prévision des rendements; un volume faible (élevé) est associé à des inversions plus fortes (faibles).

Le volume de transactions peut également être utilisé de concert avec les stratégies basées sur l'évolution des prix ou des rendements. Dans ce contexte, le volume de transactions agit comme un indice de crédibilité; un signal d'achat/vente est alors interprété comme étant plus (moins) crédible s'il est accompagné d'un fort (faible) volume de transactions. Blume, Easley et O'Hara (1994) utilisent un modèle basé sur les prix et les volumes passés et montrent que ces variables peuvent être informatives et, par conséquent, peuvent être utilisées pour générer des profits anormaux. Campbell, Grossman et Wang (1992) expliquent que lorsqu'un changement de prix est accompagné par un volume élevé, la variation de prix aura, la plupart du temps, tendance à s'inverser. Selon eux, une baisse de prix peut être causée par deux événements. Le premier est la divulgation d'une information publique perçue par les investisseurs comme ayant un impact négatif sur la performance future de l'entreprise. Dans ce cas, comme l'ensemble du marché diminue l'espérance de rendement, il ne devrait pas y avoir une hausse des volumes de transactions, la variation négative est donc justifiée et ne sera pas suivie d'une variation inverse. Le second événement est la disposition d'actifs justifiée par des besoins de liquidité des détenteurs de titres. Dans ce cas, la transaction est associée à un bruit. Les acheteurs, qui ont de l'aversion au risque et qui maximisent leur fonction d'utilité, exigeront un plus haut rendement que celui offert par le niveau actuel des prix pour procéder à l'achat. Comme les vendeurs doivent se départir des titres et que les acheteurs exigent un prix inférieur, une pression à la baisse s'exerce sur les prix à court terme. La fluctuation du prix s'inversera ensuite lors du retour à l'équilibre. Ce modèle explique la corrélation entre les mouvements des prix en se basant sur l'information transmise par le volume. Le modèle est d'ailleurs supporté par les résultats de Grossman et Wang (1993). Un indicateur peut aussi être

basé principalement sur le volume, c'est le cas du « on balance volume average » (OBV) introduit par Granville (1963). Pour calculer ce dernier, il suffit d'additionner les volumes lorsqu'une hausse du prix est observée et de soustraire dans le cas inverse. Pour déterminer le signal émis, on compare le OBV moyen sur une courte période avec le OBV moyen d'une plus longue période. Ainsi lorsque l'indicateur à court terme est élevé relativement à celui à long terme, on peut conclure que le prix du titre sera fortement à la hausse.

Qu'en est-il de l'utilisation d'indicateurs techniques pour la prévision de la prime de risque? Les recherches faites sur l'analyse technique se concentrent sur les performances en termes de valeur économique des stratégies utilisant les MM, volumes, tendances, etc. Contrairement aux études utilisant des variables macroéconomiques, peu de recherches ont vérifié la performance statistique des indicateurs à prévoir la prime de risque (Brock, Lakonishok et LeBaron 1992, Bessembinder et Chan 1998). Bien que la présence d'une valeur économique et d'un pouvoir statistique soit étroitement liée, il existe certaines nuances dans leurs tests respectifs. Dans le premier cas, on observe les résultats d'une stratégie en contexte d'investissement alors que dans le deuxième, on analyse la relation entre une série temporelle et des variables justificatives. À ma connaissance, seul Neely, Rapach, Tu et Zhou (2014) comparent la performance statistique de groupes de variables de type macroéconomique et technique. Ils trouvent que les indicateurs techniques (moyennes mobiles, momentum, volumes) performant de façon égale ou mieux pour prévoir la prime de risque à l'aide de régressions intra échantillon par rapport aux variables macroéconomiques (rendement en dividende, bénéfices-prix, ratio de distribution des dividendes, volatilité, valeur aux livres sur valeur marchande, nouvelles émissions d'actions sur capitalisation totale, ainsi que taux et

écarts de taux d'obligations). Leurs résultats montrent également que l'information apportée par les deux types de variables est complémentaire. Lorsqu'ils les utilisent conjointement, le R^2 de la régression des variables combinées est équivalent à la somme des R^2 des groupes de variables pris individuellement. Selon leurs résultats empiriques, les deux types de données performant mieux dans des périodes différentes du cycle économique; les indicateurs techniques sont plus aptes à détecter un déclin lors de sommets alors que les variables macroéconomiques sont plus performantes pour détecter une hausse lors de récessions.

2.4 Prédiction de la prime de risque à l'aide de la perception du marché

Les recherches concernant la finance comportementale sont apparues assez récemment et comportent des éléments mutuellement exclusifs avec les principes fondamentaux associés à la théorie de l'efficacité des marchés. Il serait possible, selon cette théorie, qu'un comportement irrationnel ou erratique des investisseurs provoque des changements de prix sur le marché et éloigne ces derniers de leur valeur fondamentale à court terme. Le sentiment du marché serait alors partiellement responsable de l'écart entre les prix et la valeur fondamentale des titres. Neely et al. (2014) observent que les indicateurs techniques ont un pouvoir de prédiction statistiquement significatif du sentiment du marché, ces variables seraient donc intimement liées. Le signal envoyé par ces deux groupes de variables aurait un pouvoir de prédiction supérieur du déclin de la prime de risque du marché par rapport à un rebond de celle-ci.

Les hypothèses avancées par la finance comportementale sont, d'une part, la relation existant entre le sentiment (les perceptions) des investisseurs et leurs choix d'investissement, et d'autre part, le risque et le coût associés à un investissement contraire à ce même sentiment. Lorsque le marché est à la baisse, il serait plus risqué à court terme d'avoir une position longue sur un actif que l'on croit sous-évalué dû à un effet d'entraînement; cette règle est également vraie pour une position courte lorsque le marché est à la hausse. Comme le sentiment du marché peut écarter les prix de leur valeur fondamentale, il est possible que cet écart grandisse selon l'humeur du marché. Lorsque ces hypothèses s'avèrent exactes, une conséquence est que les investisseurs sont moins enclins à effectuer des opérations d'arbitrage, processus qui stabilise normalement les prix à leur valeur fondamentale. L'indice de sentiment créé par Baker et Wurgler (2007) a pour objectif de mesurer comment les sentiments des investisseurs affectent le marché dans son ensemble. En tant que tel, il peut être utile pour prévoir la prime de risque.

Il existe plusieurs variables qui peuvent servir de proxy afin de mesurer le sentiment sur le marché. Certains sondages tels que celui créé par Investors Intelligence ou bien le « University of Michigan Confidence Index » et le « UBS/Gallup Index » présentent l'opinion des investisseurs par rapport à la direction du marché ainsi que la confiance des consommateurs. Le volume de flux de transfert entre fonds d'investissement peut également servir d'estimation selon Frazzini et Lamont (2008). Ils précisent qu'en repositionnant leur portefeuille d'un fonds commun de placement à un autre, les investisseurs réduisent leur rendement global; une relation négative existe donc entre les flux et le rendement. Il est également possible de quantifier le sentiment à l'aide de flux de transferts de capitaux entre des fonds d'investissement spécifiques. Un

flux moyen positif entre des fonds d'actifs peu risqués tels que les obligations gouvernementales et des fonds d'actifs plus risqués (actions) indique implicitement une opinion favorable par rapport aux perspectives du marché des actions. Les investisseurs sont alors prédisposés à augmenter le risque de leur portefeuille (Brown, Goetzmann, Hiraki, Shiraishi et Watanabe 2002).

Bien que le volume de transactions soit catégorisé comme indicateur technique, il peut également servir à mesurer le sentiment du marché. Baker et Stein (2004) utilisent le taux de rotation du marché, « market turnover » en anglais, définie comme le volume de transactions divisé par le nombre d'actions disponibles sur le marché, comme estimateur simple des rendements futurs de portefeuilles d'actions transigées sur le NYSE. Les auteurs soutiennent qu'un marché caractérisé par une liquidité anormalement élevée est dominé par des investisseurs irrationnels. Ils associent ce type de marché à un sentiment élevé et à une surévaluation du prix des titres qui s'y transigent. Le « market turnover » serait donc corrélé positivement avec le sentiment du marché et négativement avec les rendements espérés des titres. La prime de dividende, soit la prime associée aux actions payant un dividende, est quant à elle inversement reliée au sentiment. Lorsque les investisseurs sont pessimistes, ils auront tendance à transférer la proportion de leur portefeuille associée à la croissance pour des actifs de type valeur. Baker et Wurgler (2004a, 2004b) estiment la prime de dividende en calculant la différence entre la moyenne du ratio cours/valeur aux livres de compagnies payant un dividende et de compagnies qui n'en paient pas.

Les détenteurs de fonds d'investissement « open-end » peuvent, s'il le souhaite, se départir de leurs parts en demandant le rachat directement au fond commun de placement. Ce n'est pas le cas des détenteurs de fonds « closed-end », qui doivent

vendre leurs parts à d'autres investisseurs. Le prix courant des parts diffère généralement de la valeur du capital-actions par parts; on nomme la différence entre ces deux éléments l'escompte « closed-end » lorsque le prix courant est inférieur. Cet écart est lié au sentiment du marché, car il tend à augmenter lorsque les investisseurs sont pessimistes. Zweig (1973) établit qu'une majorité d'investisseurs non professionnels dominent les fonds de type « closed end » et que l'anticipation de ces derniers par rapport aux futurs rendements est affectée par le sentiment. L'utilisation de l'escompte « closed-end » comme variable de substitution est donc justifiée théoriquement. En pratique on constate qu'elle anticipe le sentiment de façon statistiquement significative (Lee, Shleifer et Thaler 1991).

Comme la volatilité est associée au risque et qu'elle augmente drastiquement en période d'incertitude, un investisseur ayant de l'aversion au risque est moins intéressé à prendre part au marché lors de période de haute volatilité. La composante imprévisible de la volatilité est fortement négativement corrélée avec la prime de risque du marché. En contexte de prévision et à partir de ce résultat, French, Schwert et Stambaugh (1987) conclut que la prime de risque est indirectement corrélée avec les valeurs ex ante de la volatilité; ces variables partagent une relation positive. Le « CBOE Volatility Index » (VIX), introduit en 1993 par le Chicago Board Options Exchange, est un indice mesurant la volatilité implicite de l'indice S&P500 à partir de la formule d'évaluation du prix d'options de Black et Scholes (1973) et est également sensible au sentiment. Il est décrit comme un indice de la peur des investisseurs. Le VIX est un estimateur statistiquement significatif de la volatilité future du marché (Corrado et Miller Jr 2005). Graham et Harvey (2012) trouvent une forte corrélation entre la volatilité implicite du marché (VIX) et la prime de risque de ce dernier. Il existe un indice homologue pour le

Canada nommé VIXC; cette série temporelle est plutôt limitée, débutant en octobre 2009.

Étant donné que la série de l'indice de volatilité implicite canadien est limitée pour effectuer une étude utilisant des données mensuelles, il est possible d'estimer la variance des rendements du marché pour une plus longue période en utilisant un modèle GARCH. Les rendements du marché sont caractérisés par une variance asymétrique que l'on appelle également un effet levier. Cette asymétrie est expliquée par le fait qu'une chute de prix causée par une information négative augmente davantage la volatilité prévisible qu'une hausse de prix liée à une information positive. Le modèle GARCH traditionnel ne permet pas une telle asymétrie, il est donc nécessaire d'utiliser un modèle moins restrictif. Selon Engle et Ng (1993), le modèle GARCH élaboré par Glosten, Jagannathan et Runkle (1993) (GJR GARCH (1,1,1)) performe le mieux pour modéliser l'effet levier. Le coefficient associé à une nouvelle négative est libre de prendre une valeur différente; la variance associée aux mauvaises nouvelles devrait être supérieure.

Le rendement des premières émissions d'actions (« initial public offerings » ou IPO, en anglais) lors de la première journée, tout comme le volume mensuel associé, est très probablement lié à l'enthousiasme des investisseurs; ces variables sont corrélées à plusieurs autres mesures du sentiment. De plus, la proportion des actions émises par rapport au financement total des entreprises (la dette et les émissions d'actions) présente les changements dans la structure de capital des entreprises sur le marché. Les administrateurs émettent des actions lorsque le rendement du marché (le prix des titres) est relativement bas (élevé) afin de réduire le coût du capital; le ratio est donc inversement lié au rendement. Finalement, selon Seyhun (1998), le volume de

transactions d'initiés est corrélé avec le rendement des actions et est associé à un pouvoir de prévision statistiquement significatif. Une position favorable au sein d'une entreprise donne possiblement un avantage quant à la réception d'information pertinente. Lorsque l'impact sur la valeur fondamentale du titre est grand et que le prix au marché n'est pas ajusté, le volume de transactions d'initiés est plus élevé. Cette variable contient une composante systématique du sentiment sur le marché.

Baker et Wurgler (2007) construisent un indice qui estime les variations du sentiment sur le marché américain. Cet indice est composé du volume de transactions, de la prime de dividende, de l'escompte sur les fonds « closed-end », de la proportion des émissions d'actions par rapport au financement total ainsi que du nombre de IPO et de leur rendement au premier jour. Ces proxys sont d'abord « orthogonalisés » par rapport à un indice de récession, la croissance industrielle, la croissance réelle de la consommation de biens durables, périssables et de services et la croissance de l'emploi. La variation relative à la composante économique est donc supprimée. Ils utilisent ensuite l'analyse en composantes principales (ACP) et retiennent seulement le premier facteur obtenu. Le premier facteur est une combinaison linéaire des séries de variables utilisées ayant comme critère de capter la plus grande partie de leur variation commune. Cette deuxième étape permet d'éliminer les composantes individuelles qui ne sont pas reliées au sentiment et qui ont résisté à la première étape.

Les compagnies qui sont les plus affectées par le sentiment du marché dans l'évaluation de leur valeur sont celles qui présentent un grand potentiel de croissance, mais qui n'ont pas été nécessairement rentables jusqu'à présent. En période d'incertitude, le biais causé par le comportement des investisseurs est supérieur dû à la spéculation. Baker et Wurgler (2007) testent le pouvoir de prévision des rendements à

partir de leur indice. Leurs résultats indiquent que lorsque le sentiment du marché est bas (élevé), les rendements moyens réalisés d'actions spéculatives sont supérieurs (inférieurs) à ceux d'actions payant un dividende stable. Ainsi, l'espérance de rendement d'actions plus risquées (spéculatives) passe de supérieure à inférieure à celle d'actions moins risquées (payant un dividende stable) selon les conditions. Cette situation n'est pas cohérente avec les modèles d'évaluation d'actifs classiques. De façon plus générale, les résultats montrent qu'un sentiment élevé sur le marché est lié à des rendements inférieurs (Frazzini et Lamont (2008), Baker et Wurgler (2007)).

Baker, Wurgler et Yuan (2012) présentent des indices qui estiment le sentiment annuel de six marchés locaux ainsi que celui du marché mondial avec la même méthode que Baker et Wurgler (2007). Chaque indice a un pouvoir de prévision statistiquement significatif pour les rendements du marché qui lui est associé. Leurs résultats indiquent que l'indice de sentiment du marché américain possède un pouvoir de prévision statistiquement significatif pour les pays qui sont liés aux États-Unis par des flux de capitaux significatifs, dont le Canada. Des données propres à chacun des pays sont utilisées comme proxys de leur sentiment respectif. L'analyse en composantes principales est appliquée successivement aux variables de chacun des pays et le premier facteur des analyses est associé au sentiment total du pays, c'est-à-dire le sentiment associé au marché local et global. Une seconde application de l'ACP sur les six indices de sentiment locaux permet de créer le sentiment global du marché. Il suffit alors de régresser le sentiment total d'un pays avec le sentiment global comme variable explicative pour obtenir le sentiment local (le résidu de la régression).

Baker, Wurgler et Yuan (2012) utilisent seulement quatre proxys soit le nombre de IPO, leur rendement au premier jour transigé, le « market turnover » et la prime de

volatilité qui est fortement négativement corrélée avec la prime de dividende. En ce qui a trait à la prime de volatilité, Sias (1996) note que le nombre d'actionnaires augmente conjointement avec la volatilité des rendements des titres. Il explique que ces résultats sont cohérents avec une attirance des investisseurs institutionnels pour les titres plus risqués. Le sentiment du marché peut donc être estimé à l'aide de la prime de volatilité.

2.5 Prédiction de la prime de risque au Canada

La grande majorité des études répertoriées ont comme échantillon des données provenant des États-Unis alors que très peu se sont intéressés à celles d'autres pays. Kopoin et Chrétien (2013) se sont attardés à la prédiction de la prime de risque au Canada. Les 188 variables utilisées sont regroupées en trois catégories soit à caractère économique, financier et relatif aux prix. Les prévisions intra échantillon de la prime de risque canadienne par les variables reliées aux prix et de type économique sont statistiquement significatives; ce n'est pas le cas pour les prévisions liées aux variables purement financières.

L'article plus récent de Chrétien et Coggins (2015) présente une recherche approfondie sur le pouvoir de prédiction individuel de 36 variables au Canada. Parmi celles-ci 19 sont testés pour la première fois au pays. Il est intéressant de mentionner que leurs résultats appuient la prédiction de la prime de risque de 1990 à 2013. Parmi les variables statistiquement significatives, on retrouve la prime de risque retardée d'une période, la croissance du PIB, le taux préférentiel de la Banque du Canada et la variation du taux de change CAD/USD. Certaines variables ayant auparavant démontré un pouvoir de prédiction statistiquement significatif sont rejetées par leurs tests, entres

autres le rendement en dividende, le ratio dividende-prix, le « default spread » et l'accroissement net de capital.

2.6 Problèmes économétriques des régressions prévisionnelles

2.6.1 Biais économétriques

Une remarque générale relevée par Chen, Roll et Ross (1986) est la persistance et le caractère endogène des variables économiques utilisées en finance. La persistance des variables indépendantes soulève une problématique: lorsqu'elles présentent une tendance stochastique, la distribution de leur statistique t respective n'est possiblement pas normale avec la méthode des moindres carrés ordinaires. La distribution dépend alors de la relation entre la variable en question et les autres variables explicatives.⁵ En faisant abstraction de cette particularité, il est possible de conclure que les coefficients de la régression sont statistiquement significatifs alors que ce n'est pas le cas. D'autre part, les variables utilisées sont déterminées par les actions des acteurs dans le marché et sont expliquées par d'autres variables ou facteurs, d'où leur caractère endogène. Dans un tel cas, la corrélation des variables utilisées avec le terme d'erreur peut causer un problème d'endogénéité.

Dans le même ordre d'idées, Stambaugh (1986) documente la corrélation entre la prime de risque et les innovations qui surviennent dans les variables explicatives. Il rapporte un problème dans la façon dont les régressions prévisionnelles de la prime de risque sont effectuées et interprétées. Celles-ci utilisent des variables ayant un retard (x_{t-1}) pour prévoir une variable en temps réel (y_t).

⁵ Stock et Watson (2003) p.550

$$(6) \quad y_t = \alpha + \beta x_{t-1} + u_t$$

La variable dépendante peut être affectée par des chocs à des périodes antérieures. Lorsque certaines des variables indépendantes sont également corrélées avec ces chocs, le problème apparaît. La variable x_{t-1} serait donc corrélée avec x_{t-s} , où $t-s$ est la période du choc. Dans le cas de la prime de risque, les variables indépendantes, par exemple le rendement en dividende, dépendent des variations du prix de l'actif tout comme le rendement du marché. Un changement dans les prix affecte donc les deux côtés de l'égalité et le terme d'erreur n'aurait alors pas une espérance nulle.

On a :

$$(7) \quad E(u|x) \neq 0$$

Où :

$$(8) \quad u = [u_1, \dots, u_t], \text{ et } x = [x_0, \dots, x_{t-1}]$$

Ainsi,

$$(9) \quad x_t = \mu + \rho x_{t-1} + v_t$$

Nous avons alors un processus autorégressif du premier ordre, causant un biais dans les estimations des paramètres de la régression (6) lorsqu'aucun ajustement n'est apporté.

Une solution au biais découvert par Stambaugh est l'utilisation du bootstrap afin de tenir compte de la dépendance entre certaines variables indépendantes et les rendements des périodes précédentes. Le bootstrap est une méthode d'échantillonnage aléatoire qui, théoriquement, permet de reproduire la distribution sous-jacente au processus stochastique qui a généré la variable d'intérêt ; ici, le processus générateur de rendements. Goetzmann et Jorion (1993) utilisent cette technique afin de tester le

pouvoir de prévision statistique du rendement en dividende par rapport aux rendements du S&P500, lequel n'est alors pas significatif.

Suite aux découvertes économétriques de Stambaugh (1986), Cochrane (2008) présente des tests plus puissants, en modifiant l'hypothèse nulle testée. Ne cherchant pas une prévision de la prime de risque plus performante, il tente plutôt de démontrer la possibilité de prévoir le rendement de façon logique. Pour ses tests, il utilise la relation entre un choc sur les rendements et l'effet qui suit sur les dividendes, laquelle est forte et négative. Il explique qu'une hausse de prix d'un actif accroît le rendement et diminue le rendement en dividende toute chose étant égale par ailleurs. Il effectue une régression ayant comme variable dépendante la variation du ratio du rendement en dividende et comme variables explicatives la croissance des prix et la croissance du dividende. Il mentionne que « [...] since the dividend yield is stationary, one of dividend growth or price growth must be forecastable to bring the dividend yield back following a shock. ». Ses résultats lui permettent de conclure que toute la variation du rendement en dividende est associée à des changements des rendements excédentaires espérés et que la prévision de ces derniers est possible.

2.6.2 Performance prédictive intra et hors échantillon

Une référence majeure concernant le débat sur la prévision de la prime de risque est l'article de Welch et Goyal (2008). Celui-ci fait part de la piètre performance des variables les plus utilisées pour prévoir la prime de risque à l'aide d'un modèle univarié, autant lorsque les données sont comprises dans l'échantillon que lorsqu'exclues de ce dernier (« out of sample » ou OOS, en anglais). Très critiques, les auteurs rejettent tout degré de signification statistique des paramètres des modèles antérieurs et déduisent que les variables n'ont aucune valeur économique pour les investisseurs désirant se

positionner en fonction des prévisions des modèles. Ils suggèrent également que la prévision hors échantillon serait plus utile pour déterminer la performance des variables. Cette méthode serait à favoriser dans le contexte de la recherche d'une régression réalisant une performance supérieure, c'est-à-dire offrant une prévision plus précise. Elle respecte l'hypothèse selon laquelle on ne peut obtenir les données sur toute la période t si l'investissement se fait avant la fin de celle-ci. Bien qu'elle ne prévienne pas contre le « data mining », la prévision hors échantillon peut aider à tester la robustesse des résultats. Le « data mining », ou forage de données, est défini comme la recherche intensive via l'utilisation d'un amalgame de variables explicatives. Ces variables n'ont parfois aucun lien théorique dans la relation que l'on tente d'expliquer. En ce sens, le forage de données peut révéler des résultats fallacieux. Dans un tel cas, même si le coefficient associé à la variable utilisée semble significatif et que le R^2 de la régression est élevé, les variables dépendantes et explicative(s) n'ont d'aucune façon une relation de causalité.

Plusieurs autres auteurs ont également étudié le sujet. Rapach et Wohar (2006) utilisent une méthode de bootstrap qui tient compte du « data mining » et concluent que le pouvoir de prévision intra (IS) et hors échantillon (OOS) de certaines variables persiste. Ils mentionnent également que les deux types d'échantillonnage mènent rarement à une conclusion différente. Cochrane (2008) mentionne qu'une prévision hors échantillon ainsi que son R^2 ne sont pas des critères de rejet d'un test, mais plutôt une précaution pour assurer que les résultats sont applicables en temps réel. Il est donc préférable d'utiliser des prévisions OOS dans le but d'avoir une méthodologie qui prend en compte les restrictions présentes en temps réel. Cette réalité correspond au contexte dans lequel on tente de prévoir le rendement d'une période dans le futur en ne disposant

pas des données qui suivent, contrairement à la méthodologie liée à la prévision intra échantillon.

Cochrane (2008) relève plusieurs raisons qui expliquent les faibles R^2 des régressions hors échantillon. Parmi celles-ci, il soulève que c'est une conséquence liée à des échantillons temporels courts et des variables qui ne fluctuent pas assez dans le temps; c'est le cas, par exemple, du rendement en dividende. Il est également possible d'obtenir un R^2 plus élevé en imposant certaines conditions. Les signes appropriés selon la théorie doivent être attribués aux coefficients des ratios de valeur et la prime de risque doit être strictement positive. Lorsque ces conditions sont imposées, on obtient un R^2 bien plus grand (Campbell et Thompson 2008). Par ailleurs, les mêmes auteurs expliquent qu'une régression ayant un faible R^2 est utile pour les investisseurs; les prévisions qui en découlent peuvent améliorer grandement la performance de leur portefeuille. Un critère mesurant la valeur économique telle qu'une fonction d'utilité est donc également convenable pour déterminer le degré de signification de variables explicatives. Il est possible d'obtenir un coefficient qui soit statistiquement non significatif alors que sa valeur économique est positive et vice versa. Tel que mentionné dans la section sur les indicateurs techniques (section 1.3), le degré de signification économique correspond à implémenter une règle de transaction sur un portefeuille fictif pour en dégager le rendement en excédant du rendement d'une stratégie passive. Le degré de signification statistique correspond quant à lui à la probabilité que l'hypothèse nulle testée soit faussement rejetée. Par exemple on peut tester si les coefficients des variables indépendantes sont nuls et ne partagent aucun lien avec la variable dépendante.

En définitive, la prévision de la prime de risque est légitime et permet d'améliorer les stratégies d'investissement malgré les problèmes économétriques

existants. Parmi ces problèmes, on retrouve la persistance des variables explicatives et le biais de Stambaugh (1986). Ceux-ci sont traités à l'aide de la méthode de bootstrap. Par ailleurs, l'utilisation de régressions OOS est justifiée afin de s'assurer de la robustesse des résultats. Finalement, il est possible d'augmenter le coefficient de détermination des régressions en ajustant le signe des coefficients associés aux variables indépendantes et en s'assurant que la prime de risque est strictement positive.

2.7 Modèles de prévision de la prime de risque

La plus grande partie des études présentent comme méthodologie un modèle univarié, testant chaque variable individuellement IS par rapport à la prime de risque. Tel que mentionné dans la section précédente, ce modèle est critiqué durement par Welch et Goyal (2008). L'intérêt des chercheurs par rapport à des modèles différents prend alors de l'expansion et une multitude de modèles multivariés ainsi que de règles de sélection de variables sont développés. En augmentant le nombre de variables indépendantes dans une régression IS, le degré de signification statistique tend à augmenter, mais amène aussi des problèmes d'instabilité et de surajustement (« overfitting », en anglais).

Rapach, Strauss et Zhou (2010) combinent les prévisions de modèles individuels et obtiennent des résultats OOS qui sont statistiquement et économiquement supérieurs à la moyenne historique; cette méthode diminue considérablement la volatilité des estimations. Champagne, Chrétien et Coggins (2016) comparent l'approche par combinaison de prévisions avec l'approche multivariée. Ils utilisent une période de pré-évaluation ainsi que des critères de sélection afin de former différents modèles. Parmi

ces critères, on retrouve une technique de sélection chronologique: chaque variable est testée de façon individuelle dans le modèle, ajoutant celle qui génère la statistique- F la plus grande. Ce processus est reproduit jusqu'à ce que les variables restantes, lorsqu'ajoutées au modèle, génèrent toutes une statistique- F non-significative au seuil de 10%. Un second critère dit par étape (« stepwise », en anglais) permet le retrait des variables déjà incorporées au modèle, lorsque ces dernières ne sont pas statistiquement significatives au seuil de 10%. Une technique d'élimination inverse est également présentée, celle-ci incorpore toutes les variables disponibles lors du premier test, éliminant une variable à la fois jusqu'à ce que les statistique- F de toutes les variables restantes soient statistiquement significatives. La performance des deux types de modèles est semblable lorsque des bornes supérieures et inférieures sont imposées à la prime de risque des modèles multivariés. Ces restrictions sont motivées par la valeur maximale que le ratio Sharpe du marché peut prendre, le gain d'utilité engendré par l'utilisation des prévisions des modèles ainsi que l'hypothèse de non-négativité de la prime de risque.

Plutôt que de regrouper les prévisions de différents modèles univariés comme le fait l'approche par combinaison, il est également possible de regrouper les variables en quelques groupes puis d'intégrer ces derniers dans un modèle multivarié. Une telle méthode est appelée « dynamic factor analysis » dont les facteurs sont créés à l'aide de l'analyse en composantes principales simplifie grandement l'équation multivariée classique qui incorpore toutes les variables. On retrouve cette méthode dans les travaux de Ludvigson et Ng (2007, 2009), Neely et al. (2014) ainsi que Kopoin et Chrétien (2013). Plusieurs avantages justifient l'utilisation de cette méthode, la principale étant la possibilité d'utiliser un très grand nombre de variables explicatives sans voir le degré de

liberté diminuer drastiquement. L'information contenue dans les groupes de données, soit la covariance entre les séries temporelles, est résumée en quelques facteurs appelés composantes principales. Le nombre de facteurs est déterminé à l'aide d'un critère de sélection statistique. Le fait de synthétiser les données diminue l'effet des valeurs extrêmes sur la régression ce qui diminue la volatilité des prévisions; cette méthode est moins sujette aux problèmes d'instabilité caractéristiques des modèles ayant un faible nombre de variables.

Toutes ces recherches permettent de faire la lumière sur le contexte scientifique entourant la prévision de la prime de risque du marché des actions. La compréhension de ces études est nécessaire afin de cerner les dilemmes toujours inexplicables par la littérature. Il semble que ce sujet ait toujours été à l'avant-plan des recherches en finance et qu'il est tout à fait pertinent de poursuivre son exploration. La méthodologie et les résultats des articles répertoriés ainsi que la théorie découlant des modèles univariés et multivariés mentionnés serviront de bases dans les prochaines sections afin de structurer et justifier le présent travail. L'innovation proposée par ce mémoire est la prévision de la prime de risque du Toronto Stock Exchange à l'aide de variables fondamentales et macroéconomiques, d'indicateurs techniques et d'indices du sentiment du marché. L'analyse en composantes principales permettra de comparer les différents types de variables et de vérifier si l'information comprise dans chacun des groupes est complémentaire ou commune avec celle des autres. Cette méthodologie a déjà été utilisée par Neely, Rapach, Tu et Zhou (2014), rapportant des résultats intéressants sur le marché américain.

3. Données

Ce travail se base principalement sur la méthodologie de Neely, Rapach, Tu et Zhou (2014) afin de tenter de prévoir la prime de risque du marché des actions au Canada. La comparaison aux fins de la prévision de la prime de risque du marché, entre les variables de type macroéconomiques, les indicateurs techniques et les indicateurs de sentiment est donc mise de l'avant. Tel que mentionné précédemment, les variables fondamentales sont regroupées dans le groupe macroéconomique et c'est sous cette dernière appellation qu'elles apparaîtront à partir de ce point à des fins de simplification. Dans le but de représenter les variations ainsi que les différentes caractéristiques du marché canadien, le S&P/TSX sera utilisé comme proxy. La prime de risque du marché (PRM) est définie comme étant la différence entre le rendement total, composé continuellement du S&P/TSX et le rendement en temps continu des bons du Trésor ayant une échéance de trois mois. L'effet des dividendes n'est donc pas négligé. Premièrement, la prime de risque est régressée en fonction de chaque variable de façon individuelle. Ensuite, le pouvoir de prévision de chaque groupe de variables dans leur ensemble est testé à l'aide de l'analyse en composantes principales. Ainsi, il est possible de comparer les groupes et de déterminer les caractéristiques spécifiques de chacun. Pour ce faire, il faut d'abord définir les variables utilisées et indiquer leur méthode de calcul.

3.1 Description des variables macroéconomiques

La plupart des données présentées ci-dessous ont été obtenues à partir des séries mensuelles apparaissant dans Kopoin et Chrétien (2013). La version mise à jour de

chaque série a été utilisée. Les sommes mobiles utilisées pour créer certaines des variables suivantes sont calculées sur une période de douze mois. Le calcul des variables et plus particulièrement l'utilisation du logarithme pour les quatre premières variables est justifié par la méthodologie de Welch et Goyal (2008).

1. Ratio dividende-prix (DP)*⁶: Logarithme de la somme mobile des dividendes payés dans les douze mois suivants sur le prix de l'indice à la période t (CANSIM V122628). Il s'agit du logarithme naturel. Par ailleurs, de façon à alléger le texte, j'utiliserai dorénavant seulement le terme logarithme pour désigner le logarithme naturel.
2. Rendement en dividende (DY)*: Logarithme de la différence entre le rendement total du S&P TSX (ajusté pour les dividendes) pour les 12 derniers mois et le rendement du S&P TSX non ajusté pour les 12 derniers mois. Ces séries proviennent du Canadian Financial Markets Research Center (CFMRC).
3. Ratio bénéfices-valeur marchande (EP)*: Logarithme de la somme mobile des bénéfices par action reportés lors du dernier exercice financier sur le prix de l'indice en fin de période (CANSIM V122629).
4. Ratio de distribution des bénéfices (DE)*: Logarithme de la somme mobile des dividendes sur la somme mobile des bénéfices par action reportés lors du dernier exercice financier.
5. Volatilité (SVAR)*: Somme des rendements journaliers du marché canadien élevés au carré, cet indice est calculé à partir des données du CFMRC pour la période 1976-1977 et du S&P/TSX (Datastream) par la suite.

⁶ Les variables marquées d'un astérisque m'ont généreusement été fournies par Stéphan Chrétiens de l'Université Laval.

6. Ratio de la valeur marchande sur la valeur aux livres (BM)*: Cette variable est obtenue sur le site de Kenneth R. French pour le Canada.
7. Accroissement net du capital-actions (NTIS)*: Somme mobile d'émissions nettes de capital-actions au Canada (CFMRC) sur la capitalisation boursière de l'indice. L'émission nette de capital-actions de l'indice est calculée comme suit :

$$Capitalisation\ boursière_t - Capitalisation\ boursière_{t-1} \cdot (1 + Rendement\ du\ capital_t)$$
8. Taux des bons du Trésor (TBL)*: Taux d'intérêt offert annualisé d'un bon du Trésor à trois mois d'échéance (CANSIM V122541).
9. Rendement long terme (offert) (LTY)*: Taux d'intérêt long terme offert sur les obligations du gouvernement canadien. Il s'agit du rendement moyen des obligations de 10 ans ou plus offert par le gouvernement du Canada (CANSIM V122487).
10. Prime de crédit long terme 1 (CRED)*: Différence entre le rendement offert d'obligations à long terme corporatives et gouvernementales. La série corporative est une combinaison de trois séries différentes créées par Kopoin et Chrétien (2013), soit la série V35752 provenant de CANSIM (janvier 1976 à octobre 1977), la série V122518 de CANSIM (novembre 1977 à juin 2007) et l'indice Merrill Lynch Canada Corporate Bond Index de Bloomberg (à part de juillet 2007). La série gouvernementale correspond au taux de rendement offert en moyenne pour les obligations gouvernementales de dix ans et plus (CANSIM V122487).
11. Prime de crédit long terme 2 (CREDr)*: Différence de rendements réalisés entre les obligations corporatives long terme (CANSIM V35754 et l'indice de Merrill

Lynch mentionné précédemment) et les obligations gouvernementales ayant la même échéance (CFMRC).

12. Prime de crédit court terme (CREDs)*: Également empruntée à Kopoin et Chrétien (2013), cette série est la différence entre le rendement offert d'obligations corporatives à trois mois d'échéance (CANSIM V122491) et le rendement offert des bons du Trésor de même échéance.

13. Inflation (INFL)*: Calculé à partir de l'Indice des Prix à la Consommation (CANSIM V41690973). Cette série est désaisonnalisée.

Comme Kopoin et Chrétien (2013) l'expliquent, l'utilisation de trois séries dans la construction des rendements des obligations corporatives de la variable CRED n'est pas idéale puisqu'elles proviennent de sources différentes. C'est pourquoi ils testent également une prime de crédit court terme (CREDs) qui est construite à l'aide d'une seule série corporative. Les deux variables sont également testées dans ce travail. Elles partagent une corrélation de 0.17 entre elles.

3.2 Description des indicateurs techniques

2.2.1 Moyennes mobiles

Les indicateurs techniques ont, pour la plupart, une valeur de 0 ou 1, renvoyant un signal négatif ou positif respectivement. Le signal envoyé par les moyennes mobiles (MM) au temps t est calculé de la façon suivante :

$$(10) \quad S_{i,t}^{MM} = \begin{cases} 1 & \text{si } MM_{c,t} \geq MM_{l,t} \\ 0 & \text{si } MM_{c,t} < MM_{l,t} \end{cases}$$

Où

$$(11) \quad MM_{j,t} = \left(1/j\right) \sum_{i=0}^{j-1} P_{t-i} \text{ pour } j = c, l$$

Dans l'expression (11), P_{t-i} est le prix de l'indice, soit le S&P/TSX. Le signal qu'envoi cette variable est basée sur la comparaison de moyennes mobiles court terme et long terme. Lorsque la première est supérieure (inférieure) à la seconde, la tendance du prix est à la hausse (baisse). Les MM court terme sont donc calculées sur 1, 2 et 3 mois alors que les MM long terme sont évaluées sur 9 et 12 mois.

3.2.2 Momentum

La variable représentant le momentum (MOM) est calculée de la façon suivante :

$$(12) \quad S_{i,t}^{MOM} = \begin{cases} 1 & \text{si } P_t \geq P_{t-m} \\ 0 & \text{si } P_t < P_{t-m} \end{cases}$$

De façon similaire aux moyennes mobiles, P_t est le prix de l'indice et lorsque ce prix est supérieur (inférieur) à sa valeur antérieure, la tendance est à la hausse (baisse). L'élément m équivaut à 9 et 12 mois.

3.2.3 Volume

Le volume permet d'amplifier les signaux forts lorsqu'utilisé avec des moyennes mobiles. C'est le cas de la variable appelée « *On balance volume* » (OBV) ci-après :

$$(13) \quad OBV_t = \sum_{k=1}^t VOL_k D_k$$

Où

$$(14) \quad D_k = \begin{cases} 1 & \text{pour } P_k - P_{k-1} \geq 0 \\ -1 & \text{pour } P_k - P_{k-1} < 0 \end{cases} \text{ pour } k = [1, \dots, t]$$

On fait alors une moyenne mobile de OBV_t et on compare les MM court terme et long terme de la même façon que pour l'équation (11).

$$(15) \quad S_{i,t}^{OBV} = \begin{cases} 1 & \text{si } MM_{c,t}^{OBV} \geq MM_{l,t}^{OBV} \\ 0 & \text{si } MM_{c,t}^{OBV} < MM_{l,t}^{OBV} \end{cases}$$

Où

$$(16) \quad MM_{j,t}^{OBV} = \left(1/j\right) \sum_{i=0}^{j-1} OBV_{t-i} \text{ pour } j = c, l$$

Les valeurs de c et l sont les mêmes qu'auparavant soit [1 2 3] ainsi que [9 12] respectivement. La valeur que prend la variable de volume est affectée par le nombre de transactions mensuelles. Un grand nombre de transactions amplifie le signal lors d'une tendance à la hausse.

3.3 Description des composantes de l'indice de sentiment

Afin de capter l'effet du sentiment du marché et de tester son pouvoir de prévision statistique, un troisième groupe de variables est considéré. Cinq séries de données mensuelles canadiennes sont disponibles soit la prime de volatilité, le volume et le rendement au premier jour de IPO, l'indice de rotation du marché (« market turnover », en anglais) et la variance anticipée. La composition de l'indice du sentiment est basée sur l'article de Baker, Wurgler et Yuan (2012).

3.3.1 Prime de volatilité

En comparant le ratio du prix courant sur la valeur aux livres ($P/B_{i,t}$) de compagnies dont le prix est très sensible aux nouvelles et à la spéculation par rapport à celui de compagnies qui le sont moins, il est possible de dégager la prime de volatilité (PVOL). Elle partage une corrélation négative avec la prime de dividende; en général, lorsque le marché est en hausse (baisse), les actions volatiles (stables) ainsi que celles

de type croissance (valeur) seront convoitées. La prime de volatilité est exprimée de la façon suivante :

$$(17) \quad PVOL_t = \log \left(\sum_{i=1}^n \left[\frac{cap_{i,t}}{\sum_{i=1}^n cap_{i,t}} \cdot P/B_{i,t} \right] \right) - \log \left(\sum_{j=1}^n \left[\frac{cap_{j,t}}{\sum_{j=1}^n cap_{j,t}} \cdot P/B_{j,t} \right] \right)$$

Les variables $P/B_{i,t}$ et $P/B_{j,t}$ sont le ratio cours-valeur aux livres des titres étant les 30% plus volatiles et les 30% moins volatiles du S&P/TSX respectivement. La variable cap représente la capitalisation boursière de chaque titre observé. Chacune de ces données mensuelles provient de Bloomberg; la prime de volatilité mensuelle est inspirée de la série annuelle créée par Baker, Wurgler et Yuan (2012).

3.3.2 Volume et rendement au premier jour de IPO

Le volume de IPO dit NIPO dans le contexte de ce travail témoigne du niveau de confiance des dirigeants d'entreprise envers l'évaluation du marché. Il est commun de noter un plus grand nombre d'émissions lorsque le marché est en hausse et par conséquent, lorsque le sentiment du marché est élevé. Bien que Bloomberg répertorie des offres publiques d'achat d'actions à partir de 1964, l'information sur les offres publiques initiales semble complète seulement à partir de mars 1994. Les données sont compilées mensuellement pour les émissions qui sont parvenues à être échangées à la bourse, et ce à partir de la date de l'annonce d'entrée en bourse. Les annonces d'émissions qui ont été retirées, reportées ou qui sont tout simplement en attente sont retirées de la composition de la variable. Le logarithme du nombre de IPO est finalement retenu pour tenter d'exprimer le sentiment. Pour la période de juillet 2014, aucun IPO n'est répertorié. Comme le logarithme de zéro n'existe pas, le nombre de IPO sur cette période est remplacé par une valeur unitaire.

L'information véhiculée par le rendement moyen mensuel des IPO au premier jour (RIPO) est complémentaire à celle qui est liée au volume. Baker et Wurgler (2007) associent un RIPO élevé (faible) à l'optimisme (pessimisme) des investisseurs. Au départ, deux séries ont été créées à partir de la base de données de Bloomberg pour mesurer cette variable. La première est associée à une pondération équivalente des rendements réalisés par chaque IPO au cours d'un mois donné. La seconde pondère le rendement de chaque IPO à survenir au cours d'un mois donné en fonction de la taille de chaque offre publique. Comme cette dernière mesure est associée à un coefficient de détermination inférieur et à une valeur p supérieure, lorsqu'utilisée comme variable explicative pour la prévision de la prime de risque du marché canadien, elle est donc délaissée. Les deux variables partagent une corrélation de 35.2%. Seule la série équipondérée est présentée pour la suite du travail.

3.3.3 Market turnover

L'indice de rotation du marché ou « market turnover » correspond au ratio de la valeur monétaire du volume mensuel de transactions du S&P/TSX sur la capitalisation boursière à la fin de la période. La variable retenue est le logarithme de ce ratio. La valeur monétaire du volume de transactions provient de CANSIM (v37412) alors que la capitalisation boursière du S&P/TSX est issue de Bloomberg.

3.3.4 Variance anticipée

La variance anticipée (FVAR) par le modèle GJR GARCH (1,1,1) est estimée pour la période $t + 1$ avec les rendements totaux du S&P/TSX disponibles à la période t . Un minimum de 250 mois est utilisé pour effectuer la première prévision. Le modèle est ensuite réévalué chaque mois et utilise toutes les données précédant la prévision. En d'autres termes, si on définit n comme étant le nombre de prévisions déjà calculées à la

période t , un total de $250 + n$ périodes servent donc à établir la prévision au temps t . Tel que mentionné dans la section précédente, le GJR GARCH (1,1,1) permet aux rendements positifs et négatifs d'être associés à une variance asymétrique :

$$(18) \quad h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2$$

Le terme h_t est la variance estimée à t et ε_{t-1}^2 représente le rendement inattendu à $t - 1$ élevé au carré. Le terme S_{t-1}^- est une variable binaire qui prend la valeur de 1 si $\varepsilon_t < 0$, et 0 autrement. La constante γ représente le levier. Le tableau 4 présente la valeur des coefficients, des écarts types ainsi que des statistiques t liées aux paramètres du modèle GJR GARCH(1,1,1) sur la prime de risque.

[Insérer tableau 4 ici]

Les statistiques t liées aux coefficients GARCH, ARCH et au levier sont tous trois statistiquement significatif au seuil de 5%. La corrélation entre le levier à t et la variance à $t + 1$ est positive ce qui corrobore le fait que lorsqu'un rendement inattendu est négatif, la variance est supérieure.

3.4 Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives des variables macroéconomiques ainsi que des indicateurs du sentiment du marché sont présentées au tableau 5.

[Insérer tableau 5 ici]

Les variables macroéconomiques sont disponibles sur une plus grande période (janvier 1977 à avril 2015) que les indicateurs du sentiment du marché (mai 2005 à avril 2015). Comme on peut le constater dans le tableau 5, le ratio dividende-prix, le rendement en dividende, le ratio bénéfices-valeur marchande et le ratio de distribution

des bénéfices ont tous une moyenne négative. Cela est dû aux ratios ayant une valeur inférieure à 1 avant l'utilisation du logarithme dans leur calcul. Pour le premier échantillon, la moyenne des rendements des bons du trésor ainsi que celle des obligations gouvernementales canadiennes sont étonnement élevées par rapport aux taux que l'on connaît présentement. Leur valeur maximale respective est encore plus impressionnante alors que des taux de 21% et 16% sont observés entre juillet et octobre 1981. Le second échantillon est plus récent et sur une plus courte période, les taux d'intérêt des obligations retrouvent une valeur plus faible pendant cette période. La valeur moyenne des trois variables témoignant de l'écart entre les taux d'intérêt d'obligations gouvernementales et corporatives est plus élevée dans le deuxième échantillon. La crise financière débutant en 2008 et se prolongeant en 2009 est associée à une augmentation considérable de l'écart de crédit. La prime de volatilité prend parfois une valeur négative, sa valeur minimale étant de -2.32 . Lorsque c'est le cas, le ratio valeur marchande sur valeur aux livres de compagnies spéculatives est inférieur à celui de compagnies moins volatiles.

Le tableau 6 présente une matrice de corrélation entre les variables macroéconomiques pour la période de janvier 1977 à avril 2015.

[Insérer tableau 6 ici]

La corrélation entre le ratio dividende-prix et le rendement en dividende est positive et très forte en plus d'être statistiquement significative au seuil de 1%. Cela s'explique par la stabilité de la politique de dividendes des entreprises d'une année à l'autre. Les taux de rendement des bons du Trésor et des obligations gouvernementales long terme sont également fortement corrélés, le contraire serait étonnant. Le ratio bénéfices-valeur

marchande et le ratio de distribution des dividendes partagent une corrélation négative et forte étant donné que les bénéfices se retrouvent au numérateur du premier et au dénominateur du second. La corrélation entre les différentes mesures de risque de crédit est étonnement basse, elle est même négative entre les variables CREDr et CREDs. Chrétien et Coggins (2015) obtiennent des résultats semblables pour un échantillon débutant en 1956.

Le tableau 7 présente une matrice de corrélation entre les indicateurs de sentiment de mai 2001 à avril 2015.

[Insérer tableau 7 ici]

La corrélation entre chacune des variables semble plutôt faible atteignant un maximum de 52.2% entre la variance anticipée (FVAR) et le « market turnover » (TURN). La nature des variables SVAR et FVAR, soit les rendements journaliers élevés au carré et la variance anticipée par le modèle GJR GARCH étant similaire, il est normal de s'intéresser à la corrélation qui existe entre elles. Ces variables, bien que définies comme macroéconomique et proxy du sentiment du marché respectivement, sont toutes deux liées à la volatilité des rendements du S&P/TSX. Bien qu'elle ne soit pas présentée dans ce tableau, la corrélation entre ces variables est de 49.4% et est statistiquement significative au seuil de 1%.

4. Méthodologie

4.1 Régressions univariées

Pour tester le pouvoir de prévision de chaque variable individuellement par rapport à la prime de risque, il est nécessaire d'utiliser un modèle de régression univarié que nous évaluons avec la méthode dite des moindres carrés ordinaires (MCO). Le modèle de régression prend la forme suivante:

$$(19) \quad r_{t+1} = \alpha_i + \beta_i q_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

Dans l'équation (19), r_{t+1} est la prime de risque, soit la différence entre le rendement du marché canadien composé continuellement et le rendement en temps continu de l'actif sans risque. L'actif sans risque est représenté par le rendement mensuel réalisé par les bons du Trésor à trois mois d'échéance (CFMRC). Le terme $q_{i,t}$ prend la valeur de chacune des variables explicatives utilisées. Il s'agit du modèle le plus courant et le plus simple de régression de prévision. Tel qu'expliqué dans la revue de littérature, il existe un problème quant à la persistance des variables explicatives. Une procédure dites de bootstrap doit être utilisée pour calculer les *p-value* afin de tenir compte du biais relevé par Stambaugh (1986). Cette procédure, jumelée à l'estimateur de Newey et West (1987), permet d'obtenir des statistiques *t* robuste à l'hétéroscédasticité ainsi qu'à l'autocorrélation et qui tiennent compte de la persistance des variables explicatives.

Comme le font Neely et al. (2014), une hypothèse unilatérale est formulée afin de diminuer l'erreur de type 2, soit le non-rejet de l'hypothèse nulle alors que celle-ci est fausse. Pour un seuil de signification donné, un test unilatéral est donc plus puissant qu'un test bilatéral. L'hypothèse nulle testée est $H_0: \beta_i = 0$ et l'hypothèse alternative est

$H_1: \beta_i > 0$. Lorsque nécessaire, les variables $q_{i,t}$ doivent être modifiées de façon à ce que, sur la base de la théorie, on puisse anticiper une relation positive entre la variable explicative et la prime de risque. La théorie suggère que l'accroissement net de capital (NTIS), les taux de rendements des bons du trésor (TBL) et des obligations gouvernementales long terme (LTY) et l'inflation (INFL) aient une relation négative avec la prime de risque. Leur valeur est donc ajustée de façon à ce que leur coefficient respectif soit positif. Concrètement, un opérateur négatif inverse le signe de leur série.

4.2 Modèle factoriel

Une fois le pouvoir de prévision statistique de chaque variable explicative établi, on compare les groupes dans leur ensemble. Pour cela, il est nécessaire d'utiliser l'analyse factorielle. Cette technique a l'avantage de pouvoir inclure un grand nombre de variables tout en gardant le nombre de degrés de liberté relativement élevés. En modifiant l'équation (19) on obtient:

$$(20) \quad r_{t+1} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k \hat{F}_{k,t} + \varepsilon_{t+1}$$

Par ailleurs, on définit le vecteur $q_t = (q_{1,t}, \dots, q_{N,t})$ comme étant tous les éléments (N) de l'un des trois sous-ensembles de variables explicatives. Le premier sous-ensemble est composé des variables de type macroéconomique, le second des indicateurs techniques et le troisième des variables de substitution du sentiment. Un quatrième et dernier ensemble testé combine les variables des trois sous-ensembles précédents. Le vecteur regroupant les K facteurs dérivés d'un sous-ensemble q_t donné est $\hat{F}_t = (\hat{F}_{1,t}, \dots, \hat{F}_{K,t})$; le nombre de facteurs est grandement inférieur à celui des

variables utilisées pour extraire les facteurs. Étant donné qu'il est impossible d'observer les facteurs caractérisés par la covariance entre les variables, ils sont estimés grâce à l'analyse en composantes principales. La méthode des moindres carrés ordinaires est utilisée à l'équation (20).

Comme le mentionnent Kopoin et Chrétien (2013), l'analyse en composantes principales isole les différents facteurs en utilisant un critère de sélection. Le critère de sélection sert à déterminer le nombre de composantes principales (facteurs) afin de synthétiser l'information contenue dans les variables. Les *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwartz Information Criterion* (SIC) ainsi que le coefficient de détermination ajusté sont les critères les plus utilisés. Les deux premiers critères « [...] comportent une partie qui mesure la capacité du modèle à expliquer les données et une autre qui, dans l'esprit du critère de parcimonie de Box et Jenkins, pénalise l'inclusion de nouveaux régresseurs. » (Richard, 2015 p.26). Par ailleurs, à des fins de comparabilité avec les résultats de Neely et al. (2014), le critère sélectionné est le coefficient de détermination ajusté; ce dernier pénalise également l'ajout de facteurs additionnels.

La séquence dans laquelle les facteurs apparaissent est importante. Le premier explique la plus grande partie de la covariance qui existe entre les variables analysées, le second explique la deuxième plus grande partie et ainsi de suite. Un facteur statistiquement significatif pour expliquer la prime de risque du marché canadien représente l'ensemble des variables du groupe, il est donc difficile à interpréter de façon individuelle. Par contre, il est possible de tirer des conclusions sur la capacité relative de chacun des groupes en comparant les résultats de leur régression respective.⁷ Comme

⁷ Kopoin et Chrétien 2005 p.8

dans le cas des régressions univariées, la méthode de bootstrap doit être utilisée pour calculer les *p-values* des coefficients de l'analyse factorielle.

4.3 Bootstrap

La persistance des variables explicatives empêche l'utilisation des valeurs critiques de la distribution *t* de Student dans la réalisation de nos tests d'hypothèse, la méthode appelée wild bootstrap permet d'y remédier. L'utilisation conjointe de cette méthode de simulation de distribution avec la correction de Newey et West (1987) permet de tenir compte de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation en plus de déterminer les seuils statistiquement significatifs non biaisés. De façon générale, cette technique requiert de créer des sous-échantillons à partir des données observées. La simulation de nouveaux résultats en se basant sur l'échantillon de départ a comme objectif de générer une nouvelle distribution ce qui permet d'inférer les caractéristiques de la population.

À l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires, on considère le calcul du résidu suivant provenant d'une régression multivariée:

$$(21) \quad \hat{\varepsilon}_{y,t+1} = r_{t+1} - \left(\hat{\alpha} + \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{i,y} y_{i,t} \right) \quad \text{pour } y = [X, T, S]$$

où $\hat{\beta}_{i,X}$ ($i=1, \dots, N$), $\hat{\beta}_{i,T}$ ($i=1, \dots, N$) et $\hat{\beta}_{i,S}$ ($i=1, \dots, N$) sont les coefficients des variables macroéconomiques, indicateurs techniques et indices de sentiment, respectivement et r_{t+1} est la prime de risque du marché canadien. On suppose que les variables macroéconomiques et indices de sentiment suivent un processus autorégressif d'ordre 1.

$$(22) \quad x_{i,t+1} = \rho_{i,0} + \rho_{i,1} x_{i,t} + v_{i,t+1} \quad \text{pour } i = 1, \dots, N$$

En isolant le terme d'erreur dans l'équation (22), on obtient :

$$(23) \quad \hat{v}_{i,t+1}^c = x_{i,t+1} - (\hat{\rho}_{i,0}^c + \hat{\rho}_{i,1}^c x_{i,t}) \text{ pour } i = 1, \dots, N$$

Comme il s'agit d'un modèle autorégressif d'ordre 1 et que la variable dépendante n'est pas totalement expliquée par sa valeur passée, cette dernière n'est pas exogène. L'estimation des coefficients de la régression (21) est donc biaisée. Pour corriger ce problème, il est nécessaire d'utiliser des coefficients dont la plus grande partie du biais a été corrigée. Ils sont générés en utilisant une itération sur l'expression du biais de deuxième ordre, $\hat{\rho}_{i,0}^c = \hat{\rho}_i + \frac{(1+3\hat{\rho}_i)}{T} + 3 \frac{(1+3\hat{\rho}_i)}{T^2}$.⁸ Il s'agit d'une méthode d'expansion stochastique associée aux processus autorégressifs. Elle corrige le biais discuté précédemment. Les termes $\hat{\rho}_{i,0}^c$ et $\hat{\rho}_{i,1}^c$ sont des estimés des paramètres dans (21) dont le biais a été réduit. Un échantillon des variables macroéconomiques est ensuite généré en supposant que la prime de risque suit une marche aléatoire.

$$(24) \quad r_{t+1}^* = \bar{r} + \hat{\varepsilon}_{t+1} w_{t+1} \text{ pour } t = 0, \dots, T-1$$

$$(25) \quad x_{t+1}^* = \hat{\rho}_{i,0}^c + \hat{\rho}_{i,1}^c x_{i,t}^* + \hat{v}_{i,t+1}^c w_{t+1} \text{ pour } i = 1, \dots, N \text{ et } t = 0, \dots, T-1,$$

Les termes suivis d'un astérisque sont simulés. La variable \bar{r} représente simplement la moyenne de la prime de risque sur la période $t = [0, \dots, T-1]$ et w_{t+1} est une valeur de la distribution normale centrée et réduite prise au hasard. Comme la variance de la distribution normale est de 1, la variance des coefficients de l'estimation de départ sera conservée. Pour générer un échantillon d'indicateurs techniques, il est nécessaire d'utiliser des simulations en supposant que ces séries temporelles sont fonction de

⁸ Tanaka (1984)

plusieurs états non observés. Un processus de Markov à temps discret d'ordre 1 et d'état 2 estime ces états de la nature. La matrice de transition qui lui est associée est:

$$(26) \quad p_i = \begin{pmatrix} p_i^{0,0} & p_i^{1,0} \\ p_i^{0,1} & p_i^{1,1} \end{pmatrix} \text{ pour } i = 1, \dots, N$$

Où

$$(27) \quad p_i^{j,k} = Pr(s_{i,t} = k | s_{i,t-1} = j) \text{ pour } j, k = 0, 1$$

Le terme $p_i^{j,k}$ est la probabilité que l'état $(s_{i,t})$ soit de 0 ou 1, sachant la valeur de l'état précédent $(s_{i,t-1})$; il dépend ainsi de ses valeurs passées. Intuitivement, la somme de chaque rangée de la matrice de transition a une valeur unitaire.

Grâce aux échantillons générés, il est alors possible d'estimer les coefficients de chacune des variables ainsi que la statistique t robuste associée à chacune d'entre elles dans la régression univariée (19) et dans l'analyse en composantes principales (20). La distinction pour cette dernière est l'utilisation de $\{x_{i,t}^*\}_{t=0}^{T-1}$ et $\{s_{i,t}^*\}_{t=0}^{T-1}$ pour $i = 1, \dots, N$ facteurs. Neely et al. (2014) suggèrent de répéter cette démarche 2000 fois pour ainsi obtenir la distribution de la statistique t de chaque variable. La p-value est alors calculée en faisant la proportion de la distribution générée par bootstrap qui est supérieure à la statistique t originale. Neely et al. (2014) sont à l'origine de la description de la méthodologie utilisée. On peut la retrouver dans l'appendice web de leur article⁹.

⁹ Dave RAPACH, Saint Louis University, [En ligne]. <http://sites.slu.edu/rapachde/home/research>

4.4 Méthodologie out of sample

4.4.1 Erreur quadratique de prévision

Dans le but de confirmer les résultats trouvés IS et de montrer qu'ils sont robustes, les différentes régressions doivent être faites OOS. La méthode standard consiste à calculer la racine carrée de l'erreur quadratique de prévision moyenne ou « root mean squared forecast error » (RMSFE). Celle-ci permet de tester le modèle établi dans les régressions IS, mais également de comparer les variables et modèles entre eux. Dans une régression où la variable dépendante est Y_{T+1} , on calcule cette mesure de la façon suivante¹⁰ :

$$(28) \quad RMSFE = \sqrt{E \left[(Y_{T+1} - \hat{Y}_{T+1|T})^2 \right]}$$

Cette équation présente la différence entre la valeur observée de la variable dépendante au temps $T + 1$ (Y_{T+1}) et la prévision préétablie au temps T ($\hat{Y}_{T+1|T}$). L'opérateur « E » indique que la moyenne des différences est calculée, soit la somme du carré des différences sur le nombre d'observations.

La façon d'estimer cette mesure est de générer des estimations au temps $T+1$ de la variable dépendante en utilisant seulement les données disponibles à T . Cette procédure est appliquée d'une première part, à partir de chacune des variables indépendantes de façon individuelle, puis à l'aide des facteurs de l'analyse en composantes principales. Il est ensuite possible de calculer l'erreur entre les prévisions et la valeur réelle, mesurant ainsi la qualité des prévisions du modèle. Les régressions OOS doivent contenir un certain nombre de données minimal pour générer une

¹⁰ Stock et Watson, 2007 p.528

prévision non biaisée due à un petit échantillon. Stock et Watson (2007) proposent d'utiliser entre 10% et 15% de l'échantillon total pour générer les premières prévisions, puis d'augmenter l'échantillon d'une période à la fois pour chaque projection additionnelle. Dans le cas du présent travail et de la présente section, l'échantillon de départ pour les variables macroéconomiques et les indicateurs techniques correspond à la période commençant en janvier 1977 et terminant en janvier 1987, soit environ 25.4% des données. Une proportion semblable est utilisée dans Neely et al. (2014).¹¹

Les modèles testés OOS découlent de ceux utilisés pour tester les variables individuellement IS (20) ainsi que de l'analyse en composantes principales IS (21). Les trois groupes de variables testés sont classés par variables macroéconomiques, indicateurs techniques, et par l'ensemble de toutes les variables. La méthode des moindres carrés ordinaires est utilisée pour générer les prévisions OOS créées à partir d'échantillons tronqués. Ensuite, il est possible de comparer l'erreur de prévision quadratique de chacune des variables et de chacun des groupes de variables à l'erreur de prévision quadratique générée par la moyenne historique (MH) de la prime de risque. On peut ainsi déterminer la performance des modèles univariés et multivariés par rapport à un modèle plus simple, permettant de confirmer ou d'infirmer les résultats obtenus précédemment. La moyenne historique (MH) des rendements à la période s est:

$$(29) \quad \hat{r}_{t+1}^{MH} = (1/t) \sum_{s=1}^t r_s$$

4.4.2 MSFE ajusté

Le test de Diebold et Mariano (1995) est largement utilisé pour comparer les erreurs de prévision générées par des modèles économétriques. Ce test ne requiert pas

¹¹ Comme les variables de sentiments (disponible sur la période débutant en mai 2001 et se terminant en avril 2015) ne sont pas testées OOS, cet échantillon de départ ne s'applique pas à celles-ci.

les hypothèses habituelles, soit que les erreurs de prévision ne sont pas autocorrélées et distribuées normalement, que les erreurs des deux modèles comparés ne sont pas corrélées de façon contemporaine et que l'espérance des erreurs de prévision est nulle.¹²

Le modèle de la moyenne historique est équivalent aux modèles univariés et multivariés, si on impose une valeur nulle aux coefficients des variables et facteurs indépendants. La MH suppose que la prime de risque est constante, cette dernière serait donc équivalente α , une constante, ainsi que du terme d'erreur, ε_{t+1} :

$$(30) \quad r_{t+1} = \alpha + \varepsilon_{t+1}$$

Dans ce cas précis, il est nécessaire d'utiliser une modification du test de Diebold et Mariano (1995) pour tenir compte de la comparaison de modèles imbriqués (« nested models » en anglais). Pour montrer que les variables additionnelles améliorent le modèle, l'hypothèse nulle à rejeter est que le MSFE de l'équation (30) est inférieur ou égal à celui lié aux variables testées. On est donc en présence d'un test unilatéral. Clark et West (2007) mentionnent qu'un modèle testé (la moyenne historique) compris dans un second génère un bruit et qu'il faut en tenir compte lors des tests.

[...] the large model will always contain some extra error as it contains unnecessary parameters. Hence, if you want to test whether the data are actually generated from the different models, you need to control for the parameter uncertainty. (Enders, 2015 p.87)

Dans cette suite d'idées, la statistique MSFE ajustée ($\hat{f}_{t+\tau}$) présentée dans l'article de Clark et West (2007) concorde avec le contexte méthodologique utilisé dans

¹² Richard, 2015 p.57

le présent mémoire, soit la présence de modèles imbriqués. Cette statistique est définie comme suit:

$$(31) \quad \hat{f}_{t+\tau} = (y_{t+\tau} - \hat{y}_{1t,t+\tau})^2 - [(y_{t+\tau} - \hat{y}_{2t,t+\tau})^2 - (\hat{y}_{1t,t+\tau} - \hat{y}_{2t,t+\tau})^2]$$

Où $\hat{y}_{1t,t+\tau}$ est l'erreur de prévision du modèle parcimonieux ou exclusif (la moyenne historique), $\hat{y}_{2t,t+\tau}$ représente l'erreur de prévision du modèle élargi ou inclusif et τ est le nombre de périodes entre t et la prévision ($\tau = 1$). La moyenne de $\hat{f}_{t+\tau}$ est :

$$(32) \quad E(\hat{f}_{t+\tau}) = \hat{\sigma}_1^2 - (\hat{\sigma}_2^2 - adj.)$$

Où le terme $\hat{\sigma}_1^2$ est la MSFE du modèle exclusif (la moyenne historique), le terme $\hat{\sigma}_2^2$ est la MSFE du modèle inclusif (variable testée) et $adj.$ est l'ajustement de Clark et West (2007) et correspond à la moyenne de $(\hat{y}_{1t,t+\tau} - \hat{y}_{2t,t+\tau})^2$. Lorsque $\hat{f}_{t+\tau}$ est régressé en fonction d'une constante, la statistique t qui en découle est associée à l'hypothèse nulle d'équivalence ou de supériorité de la moyenne historique (MSFE inférieur). Les valeurs critiques de cette statistique sont +1.282 pour le seuil de 10% et +1.645 pour le seuil de 5%, soit les valeurs critiques de la loi normale.

4.4.3 Coefficient de détermination ajusté

Une seconde statistique prend le rôle de critère OOS: le R_{OOS}^2 de Campbell et Thompson (2008). Elle permet de comparer les prévisions des deux modèles en faisant le rapport des erreurs liées aux variables explicatives sur les erreurs générées par la moyenne historique. La statistique est exprimée comme suit:

$$(33) \quad R_{OOS}^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (r_t - \hat{r}_t)^2}{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r}_t)^2}$$

La variable r_t est la prime de risque observée à t , \hat{r}_t est la prévision de la prime de risque estimée sur l'échantillon allant jusqu'à $t - 1$ et \bar{r}_t et la moyenne historique de la prime de risque à $t - 1$. Lorsque l'erreur de prévision est inférieure à l'erreur liée à la moyenne historique, R_{OOS}^2 prendra une valeur positive, annonçant un résultat favorable à la prévision de la prime de risque par la variable indépendante ou le facteur créé à partir d'un ensemble de variables indépendantes. Un R_{OOS}^2 aussi faible que 0.5% est économiquement significatif selon Campbell et Thompson (2008).

5. Analyse des résultats

5.1 Résultats in sample

5.1.1 Résultats IS du marché global

Le tableau 8 présente les résultats des régressions univariées IS de la prime de risque de l'indice S&P/TSX sur les variables macroéconomiques et indicateurs techniques pour la période débutant en janvier 1977 et se terminant en avril 2015.

[Insérer tableau 8 ici]

Le ratio dividende-prix courant (DP) et le ratio de distribution des bénéfices (DE) obtiennent une performance statistiquement significative avec un niveau de confiance supérieur ou égal à 99%; la variable CREDr est statistiquement significative au seuil de 5%. Le ratio dividende-prix semble le mieux performer pour expliquer la prime de risque du marché avec un R^2 de 6,89%, alors que seulement deux coefficients de détermination liés aux indicateurs techniques dépassent 1%.

Comme on s'y attendait, les coefficients du ratio dividende-prix (DP), du rendement en dividende (DY), du ratio bénéfices sur prix (EP) et de la valeur aux livres sur la valeur marchande (BM) sont positifs. Les séries de l'accroissement net de capital (NTIS), des bons du Trésor (TBL) et des obligations gouvernementales long terme (LTY) ayant préalablement été ajustées à la négative afin de tester une hypothèse nulle unilatérale, il est normal que leur coefficient respectif soit positif. L'inflation (INFL) fait également partie du groupe de variables ayant été ajustées, par contre son coefficient est négatif. Cela voudrait donc dire que la série originale partage une corrélation positive avec la prime de risque du marché.

Pour les indicateurs techniques, les moyennes mobiles (1,9), (1,12) et les indicateurs de volume (1,9) et (1,12) sont statistiquement significatifs au seuil de 5%, alors que les moyennes mobiles (2,9), (2,12), le momentum (9) et l'indicateur de volume (2,9) sont statistiquement significatifs au seuil de 10%. Tous les coefficients des indicateurs techniques sont positifs.

Le tableau 9 présente les régressions multivariées utilisant la méthode d'analyse en composantes principales sur la période allant de janvier 1977 à avril 2015.

[Insérer tableau 9 ici]

Rappelons que le nombre de facteurs issus de chacun des groupes de variables est déterminé par un critère de sélection, soit le coefficient de détermination ajusté qui pénalise l'ajout de facteurs. C'est pourquoi le nombre de facteurs varie d'un groupe à l'autre. Deux des trois facteurs créés à partir du groupe de variables macroéconomiques sont statistiquement significatifs aux seuils de 1% et 5% respectivement. Trois des quatre facteurs représentant l'ensemble de toutes les variables sont statistiquement significatifs, alors que seulement un des trois facteurs techniques est significatif. En comparant les coefficients de détermination, on constate que les facteurs issus du groupe de variables macroéconomiques performant le mieux suivi de ceux issus du groupe réunissant toutes les variables (macroéconomiques et indicateurs techniques). Finalement les facteurs provenant des indicateurs techniques présentent la pire performance. Les figures 1, 2 et 3 exposent la sensibilité (« loadings » en anglais) des facteurs par rapport aux différentes variables qui les composent. Le ratio valeur aux livres sur valeur marchande (BM) semblent le moins affecter les trois facteurs macroéconomiques. Les facteurs macroéconomiques 2 et 3 sont statistiquement

significatifs et sensibles aux variables DE et CREDr, qui sont elles-mêmes statistiquement significatives dans les régressions univariées. Le premier facteur macroéconomique, qui n'est pas statistiquement significatif présente une sensibilité pratiquement nulle aux variables DE et CREDr (0.06 et -0.02 respectivement). Le premier facteur technique est le seul à être significatif et à présenter une sensibilité positive presque identique à tous les indicateurs techniques. Les facteurs 1, 3 et 4 générés à partir de l'ensemble de toutes les variables sont statistiquement significatifs. Le facteur 1 est très semblable au premier facteur technique, étant sensible à tous les indicateurs techniques et peu sensible aux variables macroéconomiques. Le facteur 3 est très sensible à la variable DE, obtenant une valeur de plus de 0.5 et d'environ 0.2 à la variable CREDr. Le quatrième facteur semble sensible à la majorité des variables macroéconomiques et indicateurs techniques.

La figure 4 présente un graphique composé de la prime de risque du S&P/TSX ainsi que les prévisions des trois modèles utilisant l'analyse en composantes principales, et ce pour la période entre janvier 1977 et avril 2015. On remarque que la prime de risque est beaucoup plus volatile que les prévisions; son écart-type étant entre 6.1 et 8.4 fois plus élevé que celui des prévisions. La courbe des prévisions du modèle technique semble plus lisse sur certaines périodes que celles des autres modèles. L'écart-type des prévisions du modèle macroéconomique et du modèle regroupant toutes les variables sont 2 et 1.6 fois plus élevé que l'écart-type du modèle technique respectivement. Les indicateurs techniques sont caractérisés par l'utilisation de fenêtres mobiles long terme, soit de 9 et 12 mois. Il est probable que l'utilisation de fenêtres plus courtes augmenterait la volatilité des prévisions et améliorerait possiblement les résultats du modèle.

5.1.2 Résultats IS du sentiment du marché

Similairement au tableau 8, le tableau 10 présente les régressions univariées des variables macroéconomiques et indicateurs techniques. L'ajout des indicateurs de sentiment restreint l'échantillon à la période de mai 2001 à avril 2015.

[Insérer tableau 10 ici]

Le ratio dividende-prix (DP) est toujours significatif au seuil de 1% pour cette période et son coefficient de détermination a augmenté à 10.92%, nettement supérieur à celui des autres variables macroéconomiques. Le nombre de variables statistiquement significatives est inférieur pour ce sous-échantillon : DP, CREDr, MM(1,12), MM(2,12) et VOL(1,9) soit deux variables macroéconomiques, trois indicateurs techniques et aucun indicateur de sentiment. Bien qu'elles ne semblent pas significatives, certaines variables liées au sentiment présentent des R^2 relativement élevé, par exemple la variance anticipée par le modèle GJR GARCH (FVAR), le « market turnover » (TURN) et l'indice du sentiment du marché américain (BW) à 30.64%, 9.30% et 2.12% respectivement.

Le tableau 11 présente les résultats IS des régressions factorielles de la prime de risque du S&P/TSX par rapport aux différents facteurs issus des groupes de variables macroéconomiques, indicateurs techniques, indicateurs du sentiment du marché canadien et l'ensemble de ces trois groupes de variables pour la période débutant en mai 2001 et se terminant en avril 2015.

[Insérer tableau 11 ici]

On remarque qu'aucun facteur des groupes macroéconomique et technique n'est statistiquement significatif. Seuls le second facteur du sentiment et le premier facteur de

l'ensemble de toutes les variables sont statistiquement significatifs aux seuils de 1% et 5% sur le lot de tous les facteurs présentés. La régression multivariée de la prime de risque sur les facteurs extraits de l'ensemble des variables macroéconomiques, techniques et liées au sentiment sur la période de mai 2001 à avril 2015 possède un R^2 supérieur (11.36%) à celui présenté au tableau 9 (1.78%) correspondant à la période de janvier 1977 à avril 2015. L'ajout de variables de substitution du sentiment ainsi que le changement de période sont responsables de cet écart. Le coefficient de détermination de la régression de la prime de risque en fonction des facteurs de sentiment est de 20.94% et est supérieur à ceux des autres régressions utilisant des facteurs. La figure 5 présente la contribution des variables aux trois facteurs représentant le sentiment du marché canadien. Le deuxième facteur est le seul qui soit statistiquement significatif et il est largement influencé par le nombre de IPO, l'indice du sentiment du marché américain créé par Baker et Wurgler (2007) et par la variance anticipée. La figure 6 montre la corrélation entre les 13 variables macroéconomiques, 14 indicateurs techniques, 6 indicateurs du sentiment du marché et les quatre facteurs de l'analyse en composantes principales créés à partir de toutes ces variables. Le facteur 1 est le seul qui soit statistiquement significatif et est également le seul à partager une corrélation d'au moins 0.08, en valeur absolue, avec les cinq variables statistiquement significatives dans les régressions univariées, présentées au tableau 10.

La performance des variables macroéconomiques, indicateurs techniques et indicateurs du sentiment du marché sur l'échantillon allant de mai 2001 à avril 2015 semble décevante. Le nombre de variables macroéconomiques et d'indicateur techniques statistiquement significatifs pour cet échantillon est de 5 alors qu'il était de 11 pour l'échantillon allant de janvier 1977 à avril 2015. La courte étendue de cette

période, soit 168 observations est une cause possible de la piètre performance des variables. On remarque également que la volatilité de la prime de risque du S&P/TSX diffère pour les deux échantillons. On s'attend à ce que la crise financière de 2008 augmente la volatilité de la prime de risque, mais comme celle-ci débute en octobre 2008 et se termine en mai 2009¹³, elle ne compte que pour environ 5% de la période. L'écart-type de la prime de risque associé à l'échantillon le plus court est de 15% inférieur à celui de la période allant de janvier 1977 à avril 2015. Les indicateurs techniques profitent théoriquement d'inefficiences sur le marché, ceux-ci apparaissent davantage lors d'une haute volatilité. Cela pourrait expliquer pourquoi les indicateurs sont le plus affectés lorsque l'on compare les résultats des deux échantillons; 5 des huit indicateurs techniques significatifs perdent leur pouvoir explicatif.

5.1.3 Résultats IS par secteur d'activités

Une fois les différentes variables testées au niveau du marché de façon globale, il est intéressant de décomposer ce dernier en secteurs d'activités. En effet, il est possible que la performance des différents groupes de variables à prévoir la prime de risque sectorielle diffère de leur performance associée à la prime de risque globale. Il est également intéressant de comparer leur performance d'un secteur à l'autre. D'autre part, comme la fusion des secteurs dans l'indice global offre une forme de diversification, les primes de risque sectorielles devraient être plus volatiles que la prime de risque globale. Les indicateurs techniques pourraient s'avérer plus performants pour la prévision sectorielle en raison de cette plus grande volatilité.

La méthodologie utilisée précédemment afin de prévoir la prime de risque du S&P/TSX est appliquée à la prime de risque de chacun des dix secteurs présentés dans

¹³ Cross et Bergevin 2012

la banque de données du CFMRC. Leurs rendements sont disponibles à partir de janvier 1989. Ces secteurs sont liés aux activités dans les domaines de l'énergie, des matériaux, de la production industrielle, de la consommation discrétionnaire, de la consommation non discrétionnaire, de la santé, de la finance, des technologies de l'information, des télécommunications et des services publics (électricité, gaz naturel, eau, etc.). De la même façon qu'auparavant, le rendement des bons du Trésor est soustrait au rendement total (ajusté pour les dividendes) de chacun des secteurs pour obtenir la prime de risque sectorielle.

Toutes les variables macroéconomiques et tous les indicateurs techniques utilisés précédemment restent les mêmes, à l'exception du rendement en dividende et du ratio dividende-prix. La première variable est définie comme le logarithme de la différence entre le rendement total de l'indice sectoriel (ajusté pour les dividendes) et le rendement de l'indice sectoriel non ajusté¹⁴. Dans le cas de la seconde, les dividendes implicites de la période $t - 1$ sont divisés par le prix à la fin de la période t . Ces deux variables sont spécifiques à chacun des secteurs, alors que les autres variables macroéconomiques caractérisent tout le marché¹⁵. Bien que les indicateurs techniques soient développés à l'aide de la prime de risque de chacun des secteurs, les volumes sectoriels ne sont pas disponibles; ils sont donc remplacés par le volume mensuel du S&P/TSX. N'ayant montré aucun pouvoir de prévision et restreignant la période testée entre mai 2001 et avril 2015, les variables de substitution du sentiment sont délaissées pour l'analyse sectorielle.

¹⁴ Je garde une réserve quant aux résultats des facteurs macroéconomiques et du rendement en dividende du secteur des technologies de l'information. Les séries du rendement ajusté et non ajusté pour ce secteur semblent erronées, la première étant inférieure à la seconde pour 10 périodes sur 313, soit 3.2% du temps. Cette situation concorde avec un rendement en dividende négatif, ce qui est impossible en réalité.

¹⁵ Idéalement, des variables spécifiques à chacun des secteurs devraient être utilisées (par exemple EP, DE, BM et le volume). Malheureusement, ces données ne semblent pas disponibles.

Le tableau 12 présente les résultats associés aux coefficients des variables macroéconomiques et techniques dans la prévision univariée de la prime de risque des dix différents secteurs de janvier 1989 à avril 2015.

[Insérer tableau 12 ici]

Étant donné la quantité d'information, la valeur des coefficients, leur écart-type et leur coefficient de détermination respectif ne sont pas présentés, seules les statistiques p apparaissent. Les taux d'intérêt des obligations gouvernementales ayant une échéance à long terme (LTY) sont statistiquement significatifs au seuil de 10% pour six secteurs, ce qui représente le nombre maximal de secteurs où une même variable est significative pour les variables macroéconomiques. L'inflation (INFL) et les taux d'intérêt des bons du Trésor (TBL) sont statistiquement significatifs pour cinq et quatre secteurs respectivement. Parmi leur groupe distinctif, ces trois variables macroéconomiques (TBL, LTY et INFL) semblent les plus utiles à la prévision de la prime de risque sectorielle pour l'ensemble des secteurs. Huit des treize variables macroéconomiques ne sont pas statistiquement significatives au seuil de 10% pour aucun des dix secteurs, soit EP, DE, SVAR, BM, NTIS, CRED, CREDr et CREDS. Les résultats sectoriels liés au ratio de distribution des bénéfices (DE) contraste avec le résultat global de la même variable sur l'indice S&P/TSX, qui est significatif au seuil de 1% pour la période de janvier 1977 à avril 2015. Cette variable semble utile à la prévision de la prime de risque du marché global sur cette période, mais son pouvoir de prévision s'estompe lorsque l'indice est segmenté pour la période de janvier 1989 à avril 2015. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que cette variable est générée seulement au niveau de l'indice global dû à l'absence de données sectorielles.

Dans le cas des indicateurs techniques, le momentum (12) est statistiquement significatif dans la prévision de la prime de risque pour tous les secteurs d'activités. Chacun des quatorze indicateurs techniques est statistiquement significatif au seuil de 10% pour au moins deux secteurs d'activités, la moyenne de secteurs où une variable est statistiquement significative étant de 3.86 secteurs par variables.

On retrouve, au tableau 13, l'analyse en composantes principales de la prime de risque sectorielle de janvier 1989 à avril 2015. Celle-ci est décomposée en trois parties, soit par facteurs macroéconomiques, techniques ou l'ensemble de ceux-ci.

[Insérer tableau 13]

Le secteur obtenant les coefficients de détermination les plus élevés pour les modèles multivariés est la consommation discrétionnaire. Les modèles macroéconomique, technique et issus de l'ensemble de toutes les variables obtiennent des R^2 de 1.6%, 7.2% et 3.3% respectivement pour ce secteur. C'est pourquoi il semble être le plus prévisible sur la période étudiée. Les facteurs extraits des indicateurs techniques obtiennent des R^2 supérieurs à ceux des deux autres modèles pour tous les secteurs. Bien que ce groupe présente des résultats inférieurs aux variables macroéconomiques pour la prévision de la prime de risque globale sur la période allant de janvier 1977 à avril 2015, la situation inverse apparaît pour les primes de risque sectorielles entre janvier 1989 et avril 2015. Cette surperformance coïncide avec une volatilité accrue des primes de risques sectorielles par rapport à la prime de risque globale, soit supérieure d'environ 39%.

[Insérer tableau 14 ici]

En se référant au tableau 14, on remarque que les primes de risque du secteur industriel, du secteur relatif à la consommation discrétionnaire et du secteur financier partagent

une corrélation forte, positive et statistiquement significative au seuil de 1%. Bien que les corrélations entre la prime de risque du secteur des services publics et deux autres secteurs (santé et technologies de l'information) semblent pratiquement nulles, celles-ci ne sont pas statistiquement significatives.

5.2 Résultats out of sample

5.2.1 Résultats OOS du marché global

Le tableau 15 présente les résultats des prévisions OOS des modèles univariés et des modèles utilisant l'analyse en composantes principales pour la période de janvier 1977 à avril 2015.

[Insérer tableau 15 ici]

Les valeurs p associées à la MSFE ajustée du ratio dividende-prix (DP), du ratio de distribution des bénéfices (DE) et de l'écart de taux CREDr sont statistiquement significatives aux seuils de 5%, 10% et 5% respectivement. La statistique R^2_{OOS} compare également l'erreur de prévision des modèles observés avec l'erreur de prévision de la moyenne historique et seule la variable CREDr est significative selon ce critère avec une valeur de 0.987% dépassant le seuil de 0.5%. Aucun indicateur technique n'est statistiquement significatif OOS selon les critères MSFE et R^2_{OOS} dans la prévision de la prime de risque globale. Le seul modèle multivarié statistiquement significatif au seuil de 10% est celui dont les facteurs sont extraits des variables macroéconomiques. Aucun des trois modèles en composantes principales ne présente une statistique R^2_{OOS} significative.

5.2.2 Résultats OOS par secteur d'activité

Le tableau 16 présente les résultats OOS des régressions de prévision univariées par secteur d'activités pour la période entre janvier 1989 et avril 2015.

[Insérer tableau 16 ici]

Étant donné la quantité d'information, seules les valeurs p associées aux MSFE ajustées ainsi que les ratios R^2_{OOS} sont présentées. Plusieurs secteurs ne présentent aucune variable macroéconomique ayant un pouvoir de prévision statistiquement significatif selon les deux critères. On retrouve les secteurs de l'énergie, de la production industrielle, de la santé, des technologies de l'information et des télécommunications dans cette situation. Les autres secteurs présentent une ou deux variables statistiquement significatives, la valeur p n'atteignant jamais le seuil de 1%. Seulement trois secteurs sont associés à une variable dont les deux critères sont statistiquement significatifs, soit les secteurs des matériaux, de la consommation discrétionnaire et de la consommation non discrétionnaire.

Les indicateurs techniques présentent des résultats beaucoup plus intéressants. Le momentum établi sur une période de douze mois est statistiquement significatif selon les deux critères pour tous les secteurs aux seuils de 1% et 0.5% respectivement. Seuls la moyenne mobile (1, 9) et l'indicateur de volume (1, 9) ne sont pas statistiquement significatifs selon le MSFE ajusté pour au moins un secteur. Les autres indicateurs techniques sont statistiquement significatifs pour un, deux ou trois secteurs selon le cas. Les MSFE ajustés de huit indicateurs sont statistiquement significatifs pour les primes de risques des secteurs de la santé et des technologies de l'information.

Au tableau 17, on retrouve les régressions OOS des facteurs créés à partir de l'analyse en composantes principales pour chacun des secteurs.

[Insérer tableau 17 ici]

Le groupe de variables macroéconomiques n'est statistiquement significatif (valeur p supérieure à 10% et R^2_{OOS} supérieur à 0.5) qu'à deux reprises soit pour le secteur de la consommation non discrétionnaire et le secteur financier. Les facteurs techniques obtiennent des résultats significatifs selon les deux mêmes critères pour trois secteurs: consommation discrétionnaire, santé et technologies de l'information. Ces trois secteurs présentent le plus d'indicateurs techniques significatifs au tableau 16. Les facteurs extraits de l'ensemble des variables macroéconomiques et techniques sont significatifs dans la prévision de la prime de risque de quatre secteurs d'activités selon le MSFE ajusté et pour seulement deux cas selon le R^2_{OOS} .

5.3 Autres Résultats

5.3.1 Coefficient de détermination lors de récessions et de périodes d'expansion

La revue de littérature discute de la variation de la prime de risque durant les cycles économiques et des raisons pour lesquelles cette dernière augmente lors de récessions et diminue lors de périodes d'expansion. Selon Neely et al. (2014) les prévisions des variables macroéconomiques détectent mieux une hausse de la prime de risque lors d'un creux du cycle économique alors que les indicateurs techniques sont associés à une baisse de la prime de risque lors de sommets. On peut déterminer la performance des variables explicatives à prévoir la prime de risque lors de périodes de récession (REC) et d'expansion (EXP) de la façon suivante :

$$(34) \quad R_c^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T I_t^c \hat{\varepsilon}_{t,t}^2}{\sum_{t=1}^T I_t^c (r_t - \bar{r})^2}, \text{ pour } c = \text{EXP, REC}$$

L'expression (34) représente le coefficient de détermination lors de récessions ou de périodes d'expansion. Le terme I_t^{EXP} (I_t^{REC}) est une variable binaire qui prend une

valeur unitaire lors d'une période d'expansion (récession) et $\hat{\varepsilon}_{t,t}^2$ est l'erreur de prévision au temps t élevée au carré. Finalement, r_t est la prime de risque du S&P/TSX au temps t et \bar{r} est la moyenne de celle-ci pour la période de $t = [1, \dots, T]$. La série déterminant le moment où survient un creux et un sommet au Canada provient de la Federal Reserve Bank of St. Louis de janvier 1977 à octobre 2014. Cette série contient neuf récessions, s'étendant de 12 à 30 mois.

Le tableau (18) présente les coefficients de détermination des récessions et des périodes d'expansion ainsi que le gain d'utilité associé à chacune des variables et des modèles en composantes principales respectivement. Le gain d'utilité sera abordé au cours de la prochaine sous-section.

[Insérer le tableau 18 ici]

Le R^2_{EXP} du ratio dividende prix (DP) est nettement supérieur à celui de toutes les autres variables macroéconomiques et indicateurs techniques, soit 6,07%. Ce même ratio en plus de la prime de crédit (CREDs), du ratio de distribution des bénéfices (DE) et de la moyenne mobile (1,12) ont des R^2_{REC} supérieurs, soit de 7.81%, 4.51%, 3.66% et 2.73% respectivement. Le R^2_{EXP} du groupe de facteurs créés à partir des variables macroéconomiques est le seul à être positif parmi les trois groupes distinctifs. Le même groupe de facteurs présente le R^2_{REC} le plus élevé, suivi du groupe de facteurs créés à partir de toutes les variables (macroéconomiques et techniques) et finalement les facteurs créés à partir des indicateurs techniques. Ces résultats diffèrent de ceux obtenus par Neely et al. (2014). En comparant les résultats associés à chaque variable, on remarque que le ratio dividende-prix (DP) de la présente étude est nettement supérieur au leur, et ce en période d'expansion et de récession. Lors de récessions, leurs

indicateurs techniques obtiennent de meilleurs résultats. Les auteurs trouvent que les variables macroéconomiques et les indicateurs techniques américains sont complémentaires lors de périodes de récession; c'est-à-dire que le modèle dont les facteurs sont extraits des deux groupes de variables présente le plus grand coefficient de détermination. Alors que nos variables macroéconomiques performant le mieux sur les deux périodes, leurs variables macroéconomiques et leurs indicateurs techniques dominant en période d'expansion et de récession respectivement.

5.3.2 Allocation du capital selon les prévisions des modèles

Tel que mentionné dans la revue de littérature, un modèle n'étant pas statistiquement significatif peu tout de même être utile à un investisseur. C'est pourquoi il est souhaitable d'évaluer la valeur économique des prévisions. Cette section vise à simuler les résultats de l'allocation du capital en fonction des prévisions de la prime de risque du marché des actions. De cette façon, il est possible de déterminer le gain d'utilité pour un investisseur en tenant compte de l'aversion au risque de ce dernier ainsi que des frais transactionnels qui existent en pratique. La fonction d'utilité espérée d'un investisseur en termes de moyenne-variance est exprimée de la façon suivante :

$$(35) \quad U(R_p) = E(R_p) - \frac{1}{2} \gamma \text{Var}(R_p)$$

Dans cette expression, $E(R_p)$ est le rendement espéré du portefeuille, $\text{Var}(R_p)$ est la variance du portefeuille et γ est le coefficient d'aversion au risque de l'investisseur. La proportion optimale du portefeuille en actions pour la période $t + 1$ à partir de t est :

$$(36) \quad w_t = \left(\frac{1}{\gamma} \right) \left(\frac{\hat{r}_{t+1}}{\hat{\sigma}_{t+1}} \right)$$

Le terme $\frac{\hat{r}_{t+1}}{\hat{\sigma}_{t+1}}$ représente la prime de risque du marché prévue au temps t pour la période allant de t à $t + 1$ sur l'écart-type estimé de la prime de risque au temps $t + 1$. La proportion optimale allouée à l'actif sans risque (Bons du Trésor) est $1 - w_t$. Le rendement réalisé du portefeuille au temps $t + 1$ selon l'allocation déterminée au temps t est :

$$(36) \quad R_{p,t+1} = w_t r_{t+1} + R_{f,t+1}$$

Les termes $R_{f,t+1}$ et r_{t+1} sont le rendement de l'actif sans risque et la prime de risque au temps $t + 1$. La variance est déterminée selon une fenêtre mobile de cinq ans et w_t est compris entre 0 et 1.5. La vente à découvert n'est donc pas possible pour cet investisseur et le levier est limité à 50%. Ces restrictions sont appliquées par Neely et al. (2014) ainsi que Campbell et Thompson (2008) afin de contraindre l'allocation du portefeuille à une situation réaliste.

Le taux sans risque qu'un investisseur est prêt à accepter plutôt que d'investir dans le portefeuille risqué est appelé équivalent certain (CER) et s'exprime de la façon suivante:

$$(37) \quad CER_p = \hat{\mu}_p - \frac{1}{2} \gamma \hat{\sigma}_p^2$$

Les termes $\hat{\mu}_p$ et $\hat{\sigma}_p$ sont la moyenne et la variance des rendements mensuels du portefeuille sur une fenêtre mobile de 5 ans¹⁶. Le gain d'utilité associé à la prévision de la prime de risque est déterminé en soustrayant le CER d'un portefeuille élaboré à l'aide de la moyenne historique au CER du portefeuille dont l'allocation est déterminée par le modèle de prévision. Ce gain, multiplié par douze, représente le taux annuel de frais

¹⁶ Campbell et Thompson (2008)

d'administration qu'un investisseur est prêt à déboursier afin d'avoir accès aux prévisions des modèles de la prime de risque en comparaison à la simple utilisation de la moyenne historique. Le coefficient d'aversion au risque est compris entre 1 et 10, 1 représentant un niveau d'aversion faible et 10 un niveau d'aversion fort. La valeur utilisée est de 5 ce qui équivaut à un niveau intermédiaire.

Au tableau (18), on retrouve le gain d'utilité associé à chacune des variables et des modèles en composantes principales ainsi qu'une seconde statistique qui est calculée en tenant compte des frais de transaction. Balduzzi et Lynch (1999) établissent que les frais de transactions associés à un petit investisseur correspondent à environ 50 points de bases sur des contrats à terme du S&P/500. En supposant que des frais semblables sont appliqués dans le cas du S&P/TSX, chaque changement d'allocation affecte le portefeuille de 0.5%. En tenant compte de ces frais, le ratio dividende-prix (DP), le ratio de distribution des bénéfices (DE) et la moyenne mobile (1,12) sont associés à un gain d'utilité annuel positif, soit 2.87%, 1.49% et 0.28% respectivement. Seuls les modèles en composantes principales créés à partir des variables macroéconomiques et de toutes les variables confondues sont liés à un gain d'utilité positif, lorsque les frais de transactions sont pris en compte.

6. Discussion

Comme ce travail s'inspire de la méthodologie de Neely et al. (2014), il est intéressant de comparer les résultats trouvés dans leur étude à l'aide de données américaines à ceux trouvés précédemment. Le nombre de variables macroéconomiques et d'indicateurs techniques significatifs IS dans la prévision de la prime de risque du S&P/500 est de 6 et 13 respectivement. Parmi ces variables significatives, seul le rendement réalisé sur les obligations gouvernementales ayant une échéance long terme n'est pas testé dans le présent travail. Dans la présente étude, seulement 3 variables macroéconomiques et 8 indicateurs techniques sont significatifs IS. La période étudiée est en grande partie responsable de cet écart.

Il existe plusieurs différences entre les résultats précédents et ceux de Neely et al. (2014); l'utilisation de périodes différentes empêche de faire le rapprochement avec les marchés utilisés, soit canadien et américain. Reprendre les données américaines de ces auteurs sur la période allant de janvier 1977 à décembre 2011 permet de comparer les résultats de périodes quasi identiques. Les tableaux 19 et 20 présentent donc la performance IS des variables utilisées par Neely et al. (2014), mais avec la période allant de janvier 1977 à décembre 2011.

[Insérer tableau 19 et 20 ici]

Le nombre de variables macroéconomiques et d'indicateurs techniques significatifs sont de 1 et 8 respectivement. Ces résultats sont très semblables à ceux trouvés à l'aide des données canadiennes. Les coefficients de détermination du groupe de facteurs créé à l'aide de variables macroéconomiques et à l'aide de toutes les variables diminuent de façon significative avec cette période. La période de l'échantillon américain qui est

délaissée commence en janvier 1951 et se termine en décembre 1976. Durant cette période, la prime de risque mensuelle est négative 132 mois, c'est-à-dire approximativement 42% du temps.

Neely et al. (2014) associe le pouvoir de prévision des indicateurs techniques à la diminution de la prime de risque lors de sommet du cycle économique, alors que les variables macroéconomiques détecteraient mieux la hausse de la prime de risque lors de creux. Sachant cela, on peut supposer que la diminution du pouvoir de prévision des variables macroéconomiques est liée au nombre de périodes où la prime de risque est négative durant la partie délaissée de l'échantillon. Le coefficient de détermination lié au groupe de facteurs extraits des indicateurs techniques américains passe de 0.84% à 0.81%, ce qui ne semble pas être un changement majeur. Par contre, le nombre d'indicateurs étant significatifs passe de 13 à 8. De la même façon que Kothari et Shanken (1997), il est possible d'énoncer l'hypothèse que la diminution du pouvoir de prévision de la prime de risque globale par les indicateurs techniques est en lien avec une augmentation de l'efficacité des marchés au niveau global au court du temps. Comme le groupe de variables offre une meilleure performance dans la prévision des primes de risques sectorielles, il existerait possiblement toujours des cas d'inefficacité au niveau sectoriel.

7. Conclusion

Il est possible de tirer plusieurs conclusions à partir des résultats obtenus précédemment. Tout d'abord, plusieurs variables sont utiles à la prévision de la prime de risque globale et sectorielle dans le modèle univarié. Le ratio dividende-prix (DP), le ratio de distribution des bénéfices (DE) et la prime de crédit CREDr ressortent du lot de variables macroéconomiques, démontrant un pouvoir de prévision de la prime de risque globale statistiquement significatif IS et OOS. Parmi les indicateurs techniques, aucun n'est systématiquement statistiquement ou économiquement significatif dans la prévision de la prime de risque globale IS et OOS. Par contre, ce groupe de variables se distingue lorsque la prime de risque du marché des actions est segmentée en secteurs d'activités. Le momentum sur douze mois performe particulièrement bien, démontrant un pouvoir de prévision statistiquement significatif pour les dix secteurs et ce, IS et OOS.

Les modèles multivariés, créés à l'aide de l'analyse en composantes principales présentent également des résultats intéressants. En comparant les différents groupes de variables, on observe que les facteurs macroéconomiques performant mieux que les facteurs techniques dans la prévision de la prime de risque globale. La statistique appelée équivalent certain est utilisée afin de déterminer le gain d'utilité des modèles de prévision par rapport à un modèle naïf utilisant la moyenne historique. En tenant compte des frais de transaction et en allouant le capital d'un portefeuille en fonction des prévisions du mois précédent, deux modèles présentent un gain d'utilité positif pour prévoir la prime de risque globale. Il s'agit des modèles ayant comme variables explicatives le groupe de facteurs macroéconomiques et le groupe de facteurs

représentant l'ensemble de toutes les variables (macroéconomiques et techniques). Lorsque la prime de risque du marché est segmentée, les modèles multivariés permettent d'émettre la même conclusion que les modèles univariés, c'est-à-dire que les indicateurs techniques sont plus performants. Contrairement à Neely et al. (2014), je ne peux conclure que la combinaison des variables macroéconomiques et des indicateurs techniques dans un modèle factoriel améliore la prévision de la prime de risque du marché des actions canadiennes.

Finalement, la performance du sentiment du marché canadien dans la prévision de la prime de risque du S&P/TSX est discutable. Comme l'historique des séries de données mensuelles représentant le sentiment du marché canadien est limité (nombre de IPO, rendement au premier jour de IPO et variance anticipée), il est difficile de comparer leur performance avec celle des autres types de variables. On réussit cependant à tirer quelques conclusions en tronquant l'échantillon des variables précédentes et en comparant les trois groupes de variables sur une même période. Aucun modèle univarié utilisant les variables de substitution du sentiment u marché n'est statistiquement significatif. Par contre, la variance anticipée créée à l'aide du modèle GJR GARCH présente un coefficient de détermination de 30.64%, nettement supérieur à ceux de tous les autres modèles. L'indice du sentiment du marché américain créé par Baker et Wurgler (2007) n'est pas significatif dans la prévision de la prime de risque canadienne. Il serait intéressant lors d'une prochaine étude de tester la performance des variables liées au sentiment du marché avec une plus grande période d'observations.

Bibliographie

- [1] Asness, C. S., Moskowitz, T. J., & Pedersen, L. H. (2013). Value and momentum everywhere. *The Journal of Finance*, 68(3), 929-985.
- [2] Baker, M., & Stein, J. C. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets*, 7(3), 271-299.
- [3] Baker, M., & Wurgler, J. (2000). The equity share in new issues and aggregate stock returns. *The Journal of Finance*, 55(5), 2219-2257.
- [4] Baker, M., & Wurgler, J. (2004a). A catering theory of dividends. *The Journal of Finance*, 59(3), 1125-1165.
- [5] Baker, M., & Wurgler, J. (2004b). Appearing and disappearing dividends: The link to catering incentives. *Journal of Financial Economics*, 73(2), 271-288.
- [6] Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives* 21, 129-151
- [7] Baker, M., Wurgler, J., & Yuan, Y. (2012). Global, local, and contagious investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 104(2), 272-287.
- [8] Balduzzi, P., & Lynch, A. W. (1999). Transaction costs and predictability: Some utility cost calculations. *Journal of Financial Economics*, 52(1), 47-78.
- [9] Basu, S. (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. *The journal of Finance*, 32(3), 663-682.
- [10] Basu, S. (1983). The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of financial economics*, 12(1), 129-156.
- [11] Berk, J. B. (1995). A critique of size-related anomalies. *Review of Financial Studies*, 8(2), 275-286.
- [12] Bessembinder, H., & Chan, K. (1998). Market efficiency and the returns to technical analysis. *Financial Management*, 5-17.
- [13] Black, F., Jensen, M. C., & Scholes, M. S. (1972). The capital asset pricing model: Some empirical tests.
- [14] Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *The journal of political economy*, 637-654.

- [15] Blume, L., Easley, D., & O'hara, M. (1994). Market statistics and technical analysis: The role of volume. *The Journal of Finance*, 49(1), 153-181.
- [16] Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2008). Investments (7 uppl.).
- [17] Breen, W., Glosten, L. R., & Jagannathan, R. (1989). Economic significance of predictable variations in stock index returns. *Journal of Finance*, 1177-1189.
- [18] Brock, W., Lakonishok, J., & LeBaron, B. (1992). Simple technical trading rules and the stochastic properties of stock returns. *Journal of finance*, 1731-1764.
- [19] Brown, S. J., Goetzmann, W. N., Hiraki, T., Shirishi, N., & Watanabe, M. (2003). Investor sentiment in Japanese and US daily mutual fund flows (No. w9470). *National Bureau of Economic Research*.
- [20] Campbell, J. Y. (1987). Stock returns and the term structure. I, 18(2), 373-399.
- [21] Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. (1988a). The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of financial studies*, 1(3), 195-228.
- [22] Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. (1988b). Stock prices, earnings, and expected dividends. *The Journal of Finance*, 43(3), 661-676.
- [23] Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. (1998). Valuation ratios and the long-run stock market outlook. *The Journal of Portfolio Management*, 24(2), 11-26.
- [24] Campbell, J. Y., & Thompson, S. B. (2008). Predicting excess stock returns out of sample: Can anything beat the historical average?. *Review of Financial Studies*, 21(4), 1509-1531.
- [25] Campbell, J. Y., & Vuolteenaho, T. (2004). Inflation illusion and stock prices (No. w10263). *National Bureau of Economic Research*.
- [26] Campbell, J. Y., Grossman, S. J., & Wang, J. (1992). Trading volume and serial correlation in stock returns (No. w4193). *National Bureau of Economic Research*.
- [27] Carmichael, B., & Samson, L. (1996). La détermination des primes de risque et l'intégration des marchés boursiers canadien et américain. *Canadian Journal of Economics*, 29(3), 595-614.
- [28] Cespa, G., & Vives, X. (2012). Dynamic trading and asset prices: Keynes vs. Hayek. *The Review of Economic Studies*, 79(2), 539-580.
- [29] Champagne, C., Chrétien, S. et Coggins, F. (2016). Equity Premium Predictability: Combination Forecasts versus Multivariate Regression Predictions. *Unpublished paper*.

- [30] Chan, L. K., Hamao, Y., & Lakonishok, J. (1991). Fundamentals and stock returns in Japan. *The Journal of Finance*, 46(5), 1739-1764.
- [31] Chan, L. K., Jegadeesh, N., & Lakonishok, J. (1995). Evaluating the performance of value versus glamour stocks: The impact of selection bias. *Journal of financial Economics*, 38(3), 269-296.
- [32] Chen, N. F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of business*, 383-403.
- [33] Chrétien, S., & Coggins, F. (2015). Information variables and equity premium predictability: Canadian evidence. *Unpublished paper*.
- [34] Clark, T. E., & West, K. D. (2007). Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models. *Journal of econometrics*, 138(1), 291-311.
- [35] Cochrane, J. H. (2008). The dog that did not bark: A defense of return predictability. *Review of Financial Studies*, 21(4), 1533-1575.
- [36] Cook, T. J., & Rozeff, M. S. (1984). Size and earnings/price ratio anomalies: one effect or two?. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19(4), 449-466.
- [37] Cooper, M. (1999). Filter rules based on price and volume in individual security overreaction. *Review of Financial Studies*, 12(4), 901-935.
- [38] Corrado, C. J., & Miller Jr, T. W. (2005). The forecast quality of CBOE implied volatility indexes. *Journal of Futures Markets*, 25(4), 339-373.
- [39] Cross, P., & Bergevin, P. (2012). Turning points: business cycles in Canada since 1926. *C.D. Howe Institute*, 366.
- [40] Davis, J. L. (1994). The cross-section of realized stock returns: The pre-COMPUSTAT evidence. *The Journal of Finance*, 49(5), 1579-1593.
- [41] De Bondt, W. F., & Thaler, R. H. (1987). Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. *The Journal of finance*, 557-581.
- [42] De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation. *The Journal of Finance*, 45(2), 379-395.
- [43] Diebold, F. X., & Mariano, R. S. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & economic statistics*.
- [44] Enders, W. (2015). Applied econometric time series. États-Unis: *John Wiley & Sons*. (1re éd. 1998)

- [45] Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The journal of finance*, 48(5), 1749-1778.
- [46] Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- [47] Fama, E. F. (2014). Two pillars of asset pricing. *The American Economic Review*, 104(6), 1467-1485.
- [48] Fama, E. F., & Blume, M. E. (1966). Filter rules and stock-market trading. *Journal of business*, 226-241.
- [49] Fama, E. F., & French, K. R. (1988). Dividend yields and expected stock returns. *Journal of financial economics*, 22(1), 3-25.
- [50] Fama, E. F., & French, K. R. (1989). Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 25(1), 23-49.
- [51] Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- [52] Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.
- [53] Fama, E. F., & Schwert, G. W. (1977). Asset returns and inflation. *Journal of financial economics*, 5(2), 115-146.
- [54] Ferson, W. E., & Harvey, C. R. (1991). The variation of economic risk premiums. *Journal of Political Economy*, 385-415.
- [55] Fong, W. M., & Yong, L. H. (2005). Chasing trends: recursive moving average trading rules and internet stocks. *Journal of Empirical Finance*, 12(1), 43-76.
- [56] Frazzini, A., & Lamont, O. A. (2008). Dumb money: Mutual fund flows and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 88(2), 299-322.
- [57] French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of financial Economics*, 19(1), 3-29.
- [58] Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.
- [59] Goetzmann, W. N., & Jorion, P. (1993). Testing the predictive power of dividend yields. *The Journal of Finance*, 48(2), 663-679.

- [60] Graham, J. R., & Harvey, C. R. (2012). The equity risk premium in 2012. <https://ssrn.com/abstract=2020091>.
- [61] Granville, J. E. (1968). Granvilles New Key to Stock Market: Profits. Prentice-Hall.
- [62] Han, Y., Yang, K., & Zhou, G. (2013). A new anomaly: The cross-sectional profitability of technical analysis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(05), 1433-1461.
- [63] Harney, M., & Tower, E. (2003). Predicting equity returns using Tobin's q and price-earnings ratios. *The Journal of Investing*, 12(3), 58-70.
- [64] Hellwig, M. F. (1982). Rational expectations equilibrium with conditioning on past prices: A mean-variance example. *Journal of Economic Theory*, 26(2), 279-312.
- [65] Hong, H., & Stein, J. C. (1999). A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets. *The Journal of finance*, 54(6), 2143-2184.
- [66] Jaffe, J., Keim, D. B., & Westerfield, R. (1989). Earnings yields, market values, and stock returns. *The Journal of Finance*, 44(1), 135-148.
- [67] Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65-91.
- [68] Jegadeesh, N., & Titman, S. (2001a). Momentum. *Annual Review of Financial Economics*, 3(1), 493-509.
- [69] Jegadeesh, N., & Titman, S. (2001b). Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *The Journal of Finance*, 56(2), 699-720.
- [70] Jegadeesh, N., & Titman, S. (2002). Cross-sectional and time-series determinants of momentum returns. *Review of Financial Studies*, 15(1), 143-157.
- [71] Kavajecz, K. A., & Odders-White, E. R. (2004). Technical analysis and liquidity provision. *Review of Financial Studies*, 17(4), 1043-1071
- [72] Keim, D. B., & Stambaugh, R. F. (1986). Predicting returns in the stock and bond markets. *Journal of financial Economics*, 17(2), 357-390.
- [73] Kopoin, A., & Chrétien, S. (2013). Dynamic Factor Model and Predictability of Stock Returns: Canadian Evidence.
- [74] Kothari, S. P., & Shanken, J. (1997). Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis. *Journal of Financial Economics*, 44(2), 169-203.

- [75] Kothari, S. P., Shanken, J., & Sloan, R. G. (1995). Another look at the cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 185-224.
- [76] Lee, C., Shleifer, A., & Thaler, R. H. (1991). Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. *The Journal of Finance*, 46(1), 75-109.
- [77] Lettau, M., & Van Nieuwerburgh, S. (2008). Reconciling the return predictability evidence. *Review of Financial Studies*, 21(4), 1607-1652.
- [78] Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The review of economics and statistics*, 13-37.
- [79] Litzenberger, R. H., & Ramaswamy, K. (1979). The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence. *Journal of financial economics*, 7(2), 163-195.
- [80] Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2007). The empirical risk–return relation: A factor analysis approach. *Journal of Financial Economics*, 83(1), 171-222.
- [81] Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2009). Macro factors in bond risk premia. *Review of Financial Studies*, 22(12), 5027-5067.
- [82] Menkhoff, L., & Taylor, M. P. (2007). The obstinate passion of foreign exchange professionals: technical analysis. *Journal of Economic Literature*, 936-972.
- [83] Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 867-887.
- [84] Neely, C. J., Rapach, D. E., Tu, J., & Zhou, G. (2014). Forecasting the equity risk premium: the role of technical indicators. *Management Science*, 60(7), 1772-1791.
- [85] Nelson, C. R. (1976). Inflation and rates of return on common stocks. *The journal of Finance*, 31(2), 471-483.
- [86] Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-08.
- [87] Park, C. H., & Irwin, S. H. (2007). What do we know about the profitability of technical analysis?. *Journal of Economic Surveys*, 21(4), 786-826.
- [88] Pontiff, J., & Schall, L. D. (1998). Book-to-market ratios as predictors of market returns. *Journal of Financial Economics*, 49(2), 141-160.

- [89] Rapach, D. E., & Wohar, M. E. (2006). In-sample vs. out-of-sample tests of stock return predictability in the context of data mining. *Journal of Empirical Finance*, 13(2), 231-247.
- [90] Rapach, D. E., Strauss, J. K., & Zhou, G. (2010). Out-of-sample equity premium prediction: Combination forecasts and links to the real economy. *Review of Financial Studies*, 23(2), 821-862.
- [91] Reinganum, M. R. (1981). Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values. *Journal of financial Economics*, 9(1), 19-46.
- [92] Richard, P. (2015). Processus aléatoires univariés. *Unpublished paper*.
- [93] Roll, R. (1977). A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory. *Journal of financial economics*, 4(2), 129-176.
- [94] Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *The Journal of Portfolio Management*, 11(3), 9-16.
- [95] Rozeff, M. S. (1984). Dividend yields are equity risk premiums. *Journal of Portfolio management*, 68-75.
- [96] Seyhun, H. N. (2000). Investment intelligence from insider trading. MIT press.
- [97] Sharathchandra, G., & Thompson, R. (1994). Book-to-market as a surrogate for priced risk when risk is time varying. Working paper, Southern Methodist University.
- [98] Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*. *The journal of finance*, 19(3), 425-442.
- [99] Sias, R. W. (1996). Volatility and the institutional investor. *Financial Analysts Journal*, 52(2), 13-20.
- [100] Smidt, S. (1965). A Test of the Serial Independence of Price Changes of Soybean Futures. Food Research Institute, Stanford University.
- [101] Stambaugh, R. F. (1986). Bias in regressions with lagged stochastic regressors. Center for Research in Security Prices, Graduate School of Business, University of Chicago.
- [102] Stambaugh, R. F. (1999). Predictive regressions. *Journal of Financial Economics*, 54(3), 375-421.

- [103] Stock, J. H., & Watson, M. W. (2011). Introduction to econometrics (3e éd.). Boston: Pearson (1re éd. 2003)
- [104] Sullivan, R., Timmermann, A., & White, H. (1999). Data-snooping, technical trading rule performance, and the bootstrap. *Journal of Finance*, 1647-1691.
- [105] Tanaka, K. (1984). An asymptotic expansion associated with the maximum likelihood estimators in ARMA models. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 58-67.
- [106] Treynor, J. L. (1961). Towards a Theory of Market Value of Risky Assets, *Unpublished manuscript*. 1), Asset Pricing and Portfolio Performance: Models, Strategy and Performance Metrics, London: Risk Books.
- [107] Treynor, J. L. (1962). Market value, time and risk. *Working paper*.
- [108] Treynor, J. L., & Ferguson, R. (1985). In defense of technical analysis. *The Journal of Finance*, 40(3), 757-773.
- [109] Welch, I., & Goyal, A. (2008). A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction. *Review of Financial Studies*, 21(4), 1455-1508.
- [110] Zweig, M. E. (1973). An investor expectations stock price predictive model using closed-end fund premiums. *The Journal of Finance*, 28(1), 67-78.

Annexe A

Tableaux

TABLERAU 1 - Articles répertoriés sur les variables fondamentales

Ce tableau présente les articles dont le sujet est lié à la prévision des rendements ou bien à la prévision de la prime de risque du marché des actions à l'aide de variables fondamentales, faisant également parti du groupe macroéconomique. Les auteurs, l'année de parution, la variable indépendante étudiée, la nature de l'échantillon ainsi que la période étudiée sont présentés. PRM signifie « prime de risque du marché ».

Var. Ind.		Article	Var. Dép.	Échantillon	Période
Rendement en dividende		Litzenberger et Ramaswamy 1979	rend.	Excéd Titres du NYSE	1936-1977
		Rozeff 1984	rend.	Excéd S&P500 Index	1926-1981
		Shiller 1984	rend	S&P500 Index	1900-1982
		Campbell and Shiller 1988b	rend.	Excéd S&P500 Index	1871-1987
		Fama and French 1988	rend.	Excéd Port. de titres du NYSE	1927-1986
		Chen, Grundy et Stambaugh 1990	rend.	Excéd Port. de titres du NYSE	1943-1978
		Hodrick 1992	rend	Titres du NYSE	1927-1987
		Goetzmann et Jorion 1993	rend	S&P500 Index	1927-1990
		Kothari et Shanken 1997	rend	Port. de titres du NYSE	1926-1991
		Rapach et Wohar 2006	rend	S&P500 et titres du NYSE	1927-1999
		Ang and Bekaert 2007	rend.	Excéd S&P500, FTSE All-Share, DAX et MSCI	1935-2001
Valeur aux livres sur valeur marchande		Rosenberg, Reid et Lanstein 1985	rend	Titres du NYSE	1980-1984
		Chan, Hamao et Lakonishok 1991	rend	Titres du Tokyo Stock Ex.	1971-1988
		Fama et French 1992	rend	Titres du NYSE, AMEX et NASDAQ	1963-1990
		Fama et French 1993	rend	Port. de titres du NYSE	1963-1991
		Davis 1994	rend	Port. de titres du NYSE et AMEX	1940-1963
		Kothari, Shanken et Sloan 1995	rend	Port. sectoriels du S&P500	1947-1987
		Chan, Jegadeesh et Lakonishok 1995	rend	Port. de titres du NYSE et AMEX	1968-1991
		Kothari et Shanken 1997	rend	Port. de titres du NYSE	1926-1991
		Pontiff et Schall 1998	rend	Titres du S&P500 et DJIA	1926-1994
	Rapach et Wohar 2006	rend	S&P500 et titres du NYSE	1927-1999	
Cours bénéfices	E/P	Basu 1977	PRM	Port. de titres du NYSE	1956-1971
		Reinganum 1981	rend	Port. de titres du NYSE et AMEX	1962-1975
		Basu 1983	PRM	Port. de titres du NYSE	1963-1980
		Cook et Rozeff 1984	rend	Port. de titres du NYSE	1964-1981
		Campbell and Shiller 1988b	rend.	Excéd S&P500 Index	1871-1987
		Jaffe, Keim et Westerfield 1989	rend.	Excéd Port. de titres du NYSE et AMEX	1951-1986
		Chan, Hamao et Lakonishok 1991	rend	Titres du Tokyo Stock Ex.	1971-1988
		Davis 1994	rend	Port. de titres du NYSE et AMEX	1940-1963
	P/E	Campbell and Shiller 1998	rend	S&P500 Index	1872-1998
		Rapach et Wohar 2006	rend	S&P500 et titres du NYSE	1927-1999

TABLEAU 2 - Articles répertoriés sur les variables découlant des taux d'intérêt

Ce tableau présente les articles dont le sujet est lié à la prévision des rendements ou bien à la prévision de la prime de risque du marché des actions à l'aide de variables macroéconomiques découlant des taux d'intérêt. Les auteurs, l'année de parution, la variable indépendante étudiée, la nature de l'échantillon ainsi que la période étudiée sont présentés.

Var. Ind.	Article	Var. Dép.	Échantillon	Période	Sign
Taux d'intérêt court terme	Campbell 1987	rend. Excéd Port. de titres du NYSE		1959-1983	oui
	Breen, Glosten et Jagannathan 1989	rend. Excéd Port. de titres du NYSE		1954-1986	non
	Hodrick 1992	rend	Titres du NYSE	1927-1987	oui
	Rapach et Wohar 2006	rend	S&P500 et titres du NYSE	1927-1999	oui
	Ang and Bekaert 2007	rend. Excéd S&P500, FTSE , DAX et MSCI		1935-2001	oui
Term spread	Keim et Stambaugh 1986	rend. Excéd Port. de titres du NYSE		1928-1978	oui
	Campbell 1987	rend. Excéd Port. de titres du NYSE		1959-1983	oui
	Fama et French 1989	rend. Excéd Port. de titres du NYSE		1926-1987	oui
	Carmichael et Samson 2003	rend. Excéd Port. de titres du TSE		1978-1999	oui
	Rapach et Wohar 2006	rend	S&P500 et titres du NYSE	1927-1999	oui
Default spread	Fama et French 1989	rend. Excéd Port. de titres du NYSE		1926-1987	oui
	Rapach et Wohar 2006	rend	S&P500 et titres du NYSE	1927-1999	oui

TABLEAU 3 - Articles répertoriés sur les autres variables macroéconomiques

Ce tableau présente les articles dont le sujet est lié à la prévision des rendements ou bien à la prévision de la prime de risque du marché des actions à l'aide d'autres variables macroéconomiques que celles présentées dans les tableau 1 et 2. Les auteurs, l'année de parution, la variable indépendante étudiée, la nature de l'échantillon ainsi que la période étudiée sont présentés. PRM signifie « prime de risque du marché ».

Var. Ind.	Article	Var. Dép.	Échantillon	Période	Sign
Taux d'inflation	Nelson 1976	rend	Scholes & S&P500 Indexes	1953-1974	oui
	Fama et Schwert 1977	rend	Port. de titres du NYSE	1953-1971	oui
	Carmichael et Samson 2003	rend. Excéd Port. de titres du TSE		1978-1999	oui
	Campbell et Vuolteenaho 2004	rend. Excéd S&P500 Index		1927-2002	non
Équité / émission totale	Baker and Wurgler 2000	rend	Port. de titres du NYSE	1928-1997	oui
	Rapach et Wohar 2006	rend	S&P500 et titres du NYSE	1927-1999	oui
Tobin's q	Harney et Tower 2003	rend	S&P500 Index	1900-2001	oui
	Rapach et Wohar 2006	rend	S&P500 et titres du NYSE	1927-1999	oui

Émission totale: Somme des émissions de capital en équité et en dette

TABLEAU 4 - Modèle GJR GARCH(1,1,1)

Ce tableau présente la valeur des coefficients, les écarts-type ainsi que les statistiques t liées aux paramètres du modèle GJR GARCH(1,1,1). Ce modèle est utilisé dans le but d'estimer la variance conditionnelle mensuelle de la prime de risque du S&P/TSX entre janvier 1977 et avril 2015. Une période de 250 mois est utilisée afin de produire la première variance estimée, les données étant disponibles seulement à partir de mars 1950.

Paramètre		Valeur	Écart-type	statistique t
Constante		0.0005	0.0001	4.7331
GARCH	{1}	0.5576	0.0756	7.3732
ARCH	{1}	0.0967	0.0422	2.2940
Levier	{1}	0.3368	0.0850	3.9641

TABLEAU 5 - statistiques sommaires

Ce tableau présente les statistiques d'analyse descriptive de la prime de risque du S&P/TSX, des variables macroéconomiques ainsi que des indicateurs du sentiment du marché pour leur période respective. Seules la prime de risque et les variables macroéconomiques sont disponibles pour la première période, celle-ci débute en janvier 1977 et se termine en avril 2015. La seconde période inclut également les indicateurs du sentiment, elle débute en mai 2001 et se termine en avril 2015. La moyenne, l'écart-type, les valeurs minimales et maximales y sont présentés.

Période	1977/01 à 2015/04				2001/05 à 2015/04			
Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max	Moyenne	Écart-type	Min	Max
PRM	0.0044	0.0455	-0.2308	0.1343	0.0053	0.0387	-0.1691	0.1145
DP	-3.4859	0.4244	-4.7253	-2.4921	-3.6915	0.3213	-4.7253	-3.0682
DY	-3.4922	0.4140	-4.6880	-2.5379	-3.7102	0.3251	-4.6880	-3.1168
EP	-3.0235	0.7082	-5.5412	-2.0162	-3.1995	0.7164	-5.5412	-2.3360
DE	-0.4662	0.6425	-1.6366	2.2613	-0.4956	0.6215	-1.5371	1.4527
SVAR	0.0019	0.0040	0.0002	0.0551	0.0026	0.0054	0.0002	0.0551
BM	0.0951	4.7139	-20.3800	29.0500	0.1213	3.9282	-9.9500	14.6300
NTIS	0.0139	0.0709	-0.2228	0.2416	0.0190	0.0337	-0.0621	0.1059
TBL (ann %)	6.2188	4.3756	0.1700	20.8200	2.0421	1.3070	0.1700	4.6040
LTY (ann %)	7.5358	3.4375	1.7500	17.6600	4.0311	1.1248	1.7500	6.0800
CRED	1.1750	0.5426	0.4300	3.7080	1.6400	0.5818	0.8800	3.7080
CREDr	0.0409	1.4192	-6.7260	9.2303	0.0824	1.6514	-5.5632	9.2303
CREDs	0.2379	0.2308	-0.2160	1.6410	0.2411	0.2529	-0.0900	1.5730
INFL (%)	0.3011	0.4191	-1.0372	2.6283	0.1583	0.3903	-1.0372	1.1542
PVOL					0.0375	0.4236	-2.3200	1.1297
TURN					1.7700	0.0993	1.5333	2.1034
NIPO					1.0131	0.2840	0.0000	1.5185
RIPO					0.3705	0.4250	-0.3463	2.6000
BW					0.0579	0.5783	-0.8661	2.4053
FVAR					0.0020	0.0019	0.0011	0.0189
RIPOvw					0.1049	0.3710	-0.0038	3.5979

TABEAU 6 - Matrice de corrélation entre les variables macroéconomiques, 1977-2015

Ce tableau présente la corrélation entre les variables macroéconomiques pour la période débutant en janvier 1977 et se terminant en avril 2015. La diagonale est la corrélation entre deux variables identiques et prend une valeur unitaire.

	DP	DY	EP	DE	RVOL	BM	NTIS	TBL	LTY	CRED	CREDr	CREDs	INFL
DP	1	***	***	***	***		***	***	***	***			***
DY	0.948	1	***	***	***		***	***	***	***			***
EP	0.447	0.443	1	***				***	***			***	***
DE	0.169	0.126	-0.744	1	***	*		***				***	***
RVOL	-0.195	-0.216	0.069	-0.212	1			**	***	***	***	***	***
BM	-0.030	-0.032	0.067	-0.082	0.023	1							
NTIS	-0.205	-0.225	-0.074	-0.044	0.002	0.022	1	***	**	*			***
TBL	0.495	0.519	0.437	-0.139	-0.107	-0.021	-0.145	1	***	***		***	***
LTY	0.502	0.523	0.322	-0.015	-0.116	0.001	-0.095	0.939	1	***			***
CRED	-0.148	-0.183	-0.023	-0.050	0.406	0.061	0.083	-0.482	-0.525	1		***	***
CREDr	0.070	0.046	-0.002	0.072	-0.246	0.020	0.058	-0.037	0.007	-0.040	1	***	
CREDs	0.008	0.028	0.268	-0.274	0.339	-0.044	-0.068	0.138	0.072	0.274	-0.140	1	
INFL	0.348	0.354	0.339	-0.137	-0.171	-0.026	-0.132	0.459	0.420	-0.171	0.048	0.052	1

Notes. *, **, *** indique le seuil de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

TABLEAU 7 - Matrice de corrélation entre les indicateurs de sentiment, 2001-2015

Ce tableau présente la corrélation entre les indicateurs du sentiment du marché canadien pour la période débutant en mai 2001 et se terminant en avril 2015. La diagonale est la corrélation entre deux variables identiques et prend une valeur unitaire.

	PVOL	TURN	NIPO	RIPO	BW	FVAR	RIPOvw
PVOL	1						
TURN	-0.023	1	***	***			
NIPO	-0.015	0.294	1			**	
RIPO	-0.010	0.285	0.128	1			***
BW	0.058	-0.036	0.125	0.028	1		
FVAR	-0.025	0.522	-0.166	0.046	-0.057	1	*
RIPOvw	-0.036	0.122	-0.111	0.352	0.057	0.138	1

Notes. *, **, *** indique le seuil de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

TABEAU 8 - Résultats IS des régressions univariées globales, 1977-2015

Ce tableau présente les résultats IS des régressions univariées de la prime de risque du S&P/TSX par rapport aux différentes variables macroéconomiques et indicateurs techniques pour la période débutant en janvier 1977 et se terminant en avril 2015. La valeur des coefficients, les statistiques t , les valeurs p et les coefficients de détermination y sont présentés. La valeur p est produite à partir d'un test unilatéral et est calculée à l'aide de la méthode wild bootstrap et de l'estimateur robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation de Newey et West, tenant ainsi compte de la persistance des variables et de la corrélation entre la prime de risque et les variables indépendantes à des périodes antérieures.

Variables macroéconomiques					Indicateurs Techniques				
Variable	coeff.	stat. t	p	R^2	Variable	coeff.	stat. t	p	R^2
DP***	2.85	4.946	0.000	6.89%	MM(1,9)**	0.85	1.658	0.045	0.73%
DY	0.24	0.412	0.541	0.05%	MM(1,12)**	1.15	2.169	0.016	1.30%
EP	0.23	0.789	0.214	0.13%	MM(2,9)*	0.72	1.433	0.072	0.51%
DE***	0.98	2.822	0.002	1.87%	MM(2,12)*	0.79	1.533	0.062	0.61%
SVAR	26.14	0.435	0.359	0.05%	MM(3,9)	0.59	1.211	0.123	0.35%
BM	0.04	0.591	0.311	0.18%	MM(3,12)	0.58	1.167	0.130	0.33%
NTIS	0.22	0.069	0.464	0.00%	MOM(9)*	0.68	1.407	0.088	0.47%
TBL (ann %)	0.08	1.398	0.121	0.58%	MOM(12)	0.27	0.571	0.292	0.07%
LTY (ann %)	0.08	1.122	0.150	0.35%	VOL(1,9)**	1.08	2.209	0.016	1.16%
CRED	0.02	0.041	0.495	0.00%	VOL(1,12)**	0.87	1.709	0.044	0.73%
CREDr**	0.33	2.238	0.017	1.06%	VOL(2,9)*	0.76	1.501	0.060	0.57%
CREDs	-2.40	-2.076	0.988	1.44%	VOL(2,12)	0.42	0.831	0.203	0.16%
INFL (%)	-0.11	-0.245	0.603	0.01%	VOL(3,9)	0.46	0.936	0.182	0.20%
					VOL(3,12)	0.48	0.969	0.171	0.22%

Notes. *,**,*** indique le seuil de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

TABLERAU 9 - Résultats IS des régressions factorielles globales, 1977-2015

Ce tableau présente les résultats IS des régressions factorielles de la prime de risque du S&P/TSX par rapport aux différents facteurs représentant les groupes de variables macroéconomiques, indicateurs techniques et l'ensemble de ces deux groupes de variables pour la période débutant en janvier 1977 et se terminant en avril 2015. Les facteurs sont créés à l'aide de l'analyse en composantes principales et le nombre de facteurs est déterminé à l'aide du critère de sélection $R^2_{ajusté}$. La valeur des coefficients, les statistiques t , les valeurs p et les coefficients de détermination y sont présentés. La valeur p est produite à partir d'un test unilatéral et est calculée à l'aide de la méthode wild bootstrap et de l'estimateur robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation de Newey et West, tenant ainsi compte de la persistance des variables et de la corrélation entre la prime de risque et les variables indépendantes à des périodes antérieures.

Variables macroéconomiques					Indicateurs Techniques				
Variable	coeff.	stat. t	p	R^2	Variable	coeff.	stat. t	p	R^2
F_1^{ECON}	-0.07	-0.537	0.680	2.69%	F_1^{TECH*}	0.12	1.619	0.052	0.68%
F_2^{ECON**}	0.30	1.808	0.037		F_2^{TECH}	-0.09	-0.512	0.689	
F_3^{ECON**}	0.52	2.618	0.009		F_3^{TECH}	-0.49	-1.972	0.973	
Toutes variables confondues (macroéconomiques et indicateurs techniques)									
F_1^{TOUS**}	0.13	1.799	0.034	1.78%					
F_2^{TOUS}	-0.03	-0.236	0.589						
F_3^{TOUS*}	0.21	1.325	0.096						
F_4^{TOUS*}	0.26	1.392	0.099						

Notes. *,**,*** indique le seuil de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

TABEAU 10 - Résultats IS des régressions univariées globales, 2001-2015

Ce tableau présente les résultats IS des régressions univariées de la prime de risque du S&P/TSX par rapport aux différentes variables macroéconomiques, indicateurs techniques et indicateurs du sentiment du marché pour la période débutant en mai 2001 et terminant en avril 2015. La valeur des coefficients, les statistiques t, les valeurs p et les coefficients de détermination (R^2) y sont présentés. La valeur p est produite à partir d'un test unilatéral et est calculée à l'aide de la méthode wild bootstrap et de l'estimateur robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation de Newey et West, tenant ainsi compte de la persistance des variables et de la corrélation entre la prime de risque et les variables indépendantes à des périodes antérieures.

Variables macroéconomiques					Indicateurs Techniques					Variable de sentiment				
Variable	coeff.	t-stat	p	R^2	Variable	coeff.	t-stat	p	R^2	Variable	coeff.	t-stat	p	R^2
DP***	4.04	4.281	0.000	10.92%	MM(1,9)	0.93	1.219	0.106	1.25%	PVOL	0.53	0.488	0.353	0.27%
DY	0.76	0.822	0.307	0.40%	MM(1,12)*	1.16	1.474	0.072	1.89%	TURN	-12.19	-2.542	0.987	9.30%
EP	0.42	0.898	0.209	0.59%	MM(2,9)	0.86	1.095	0.149	1.04%	NIPO	0.31	0.337	0.372	0.05%
DE	0.30	0.463	0.326	0.22%	MM(2,12)*	1.21	1.509	0.072	2.02%	RIPO	0.59	0.775	0.267	0.41%
SVAR	-63.96	-1.454	0.936	0.77%	MM(3,9)	0.30	0.416	0.341	0.13%	BW	-0.99	-1.869	0.951	2.12%
BM	-0.01	-0.042	0.512	0.00%	MM(3,12)	0.45	0.612	0.278	0.29%	FVAR	-1340.5	-6.749	1.000	30.64%
NTIS	-16.14	-1.719	0.948	1.92%	MOM(9)	0.37	0.508	0.300	0.20%					
TBL (ann %)	0.29	1.390	0.120	0.91%	MOM(12)	0.76	1.015	0.167	0.80%					
LTY (ann %)	0.24	1.043	0.134	0.45%	VOL(1,9)*	1.29	1.623	0.060	2.19%					
CRED	0.04	0.061	0.556	0.00%	VOL(1,12)	0.80	0.914	0.200	0.77%					
CREDr**	0.40	1.995	0.025	2.81%	VOL(2,9)	1.08	1.290	0.102	1.54%					
CREDs	-2.98	-1.570	0.931	3.67%	VOL(2,12)	0.49	0.605	0.281	0.28%					
INFL (%)	0.80	1.092	0.141	0.63%	VOL(3,9)	0.32	0.425	0.313	0.13%					
					VOL(3,12)	0.47	0.603	0.290	0.26%					

Notes. *,**,*** indique le seuil de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

TABLEAU 11 - Résultats IS des régressions factorielles globales, 2001-2015

Ce tableau présente les résultats IS des régressions factorielles de la prime de risque du S&P/TSX par rapport aux différents facteurs représentant les groupes de variables macroéconomiques, indicateurs techniques, indicateurs du sentiment du marché canadien et l'ensemble de ces trois groupes de variables pour la période débutant en mai 2001 et terminant en avril 2015. Les facteurs sont créés à l'aide de l'analyse en composantes principales et le nombre de facteur est déterminé à l'aide du critère de sélection $R^2_{ajusté}$. La valeur des coefficients, les statistiques t, les valeurs p et les coefficients de détermination (R^2) y sont présentés. La valeur p est produite à partir d'un test unilatéral et est calculée à l'aide de la méthode wild bootstrap et de l'estimateur robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation de Newey et West, tenant ainsi compte de la persistance des variables et de la corrélation entre la prime de risque et les variables indépendantes à des périodes antérieures.

Variable	coeff.	t-stat	p	R^2	Variable	coeff.	t-stat	p	R^2
Variables macroéconomiques					Indicateurs Techniques				
F_1^{ECON}	0.22	1.367	0.106	5.84%	F_1^{TECH}	0.13	1.184	0.133	1.09%
F_2^{ECON}	-0.55	-2.434	0.993						
Variables sentimentales					Toutes variables confondues (macroéconomiques, sentimentales et techniques)				
F_1^{SENT}	-1.14	-3.950	1.000	20.94%	F_1^{TOUS**}	0.19	1.836	0.042	11.36%
$F_2^{SENT***}$	0.74	2.738	0.004		F_2^{TOUS}	0.09	0.567	0.294	
F_3^{SENT}	-0.64	-1.596	0.916		F_3^{TOUS}	-0.60	-2.474	0.990	
					F_4^{TOUS}	-0.41	-1.686	0.947	

Notes. *, **, *** indique le seuil de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

TABEAU 12 - Résultats IS des régressions univariées par secteur d'activités, 1989-2015

Ce tableau présente les résultats IS des régressions univariées des primes de risque sectorielles du S&P/TSX par rapport aux différentes variables macroéconomiques et indicateurs techniques pour la période débutant en janvier 1989 et terminant en avril 2015. Seules les valeurs p y sont présentés. La valeur p est produite à partir d'un test unilatéral et est calculée à l'aide de la méthode wild bootstrap et de l'estimateur robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation de Newey et West, tenant ainsi compte de la persistance des variables et de la corrélation entre la prime de risque et les variables indépendantes à des périodes antérieures.

Variables macroéconomiques										
	Énergie	Matériaux	Industriel	Con.Disc.	Con.NDisc	Santé	Finance	Tech. Info.	Télécomm.	Serv.Publ.
Variable	p	p	p	p	p	p	p	p	p	p
DP	0.891	0.998	0.735	0.752	0.874	0.072	0.815	0.131	0.786	0.974
DY	0.473	0.429	0.338	0.325	0.538	0.515	0.456	0.046	0.411	0.155
EP	0.740	0.667	0.174	0.528	0.921	0.303	0.586	0.115	0.116	0.755
DE	0.661	0.375	0.924	0.290	0.111	0.418	0.591	0.914	0.883	0.498
SVAR	0.461	0.222	0.660	0.999	0.906	0.909	1.000	0.777	0.754	0.753
BM	0.775	0.840	0.775	0.986	0.661	0.701	0.823	0.910	0.829	0.824
NTIS	0.532	0.485	0.593	0.635	0.451	0.756	0.758	0.530	0.689	0.942
TBL (ann %)	0.063	0.264	0.073	0.189	0.046	0.278	0.161	0.952	0.353	0.026
LTY (ann %)	0.060	0.468	0.020	0.086	0.043	0.233	0.158	0.912	0.069	0.047
CRED	0.593	0.506	0.496	0.932	0.772	0.450	0.979	0.921	0.844	0.712
CREDr	0.512	0.952	0.371	0.176	0.158	0.193	0.212	0.392	0.225	0.697
CREDs	0.714	0.360	0.668	0.790	0.706	0.537	0.859	0.114	0.523	0.769
INFL (%)	0.146	0.309	0.011	0.170	0.072	0.074	0.013	0.465	0.307	0.055
Indicateurs Techniques										
	Énergie	Matériaux	Industriel	Con.Disc.	Con.NDisc	Santé	Finance	Tech. Info.	Télécomm.	Serv.Publ.
Variable	p	p	p	p	p	p	p	p	p	p
MM(1,9)	0.765	0.382	0.614	0.202	0.370	0.096	0.065	0.028	0.405	0.483
MM(1,12)	0.495	0.300	0.387	0.196	0.127	0.041	0.111	0.012	0.068	0.391
MM(2,9)	0.789	0.326	0.469	0.210	0.078	0.006	0.128	0.036	0.304	0.358
MM(2,12)	0.593	0.181	0.080	0.127	0.053	0.042	0.158	0.008	0.035	0.458
MM(3,9)	0.924	0.614	0.259	0.107	0.085	0.012	0.044	0.044	0.500	0.435
MM(3,12)	0.679	0.109	0.102	0.062	0.022	0.069	0.160	0.004	0.028	0.175
MOM(9)	0.750	0.174	0.547	0.294	0.024	0.116	0.512	0.002	0.237	0.693
MOM(12)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
VOL(1,9)	0.288	0.272	0.665	0.031	0.804	0.059	0.832	0.242	0.236	0.948
VOL(1,12)	0.216	0.573	0.534	0.008	0.545	0.032	0.639	0.027	0.100	0.781
VOL(2,9)	0.789	0.681	0.642	0.058	0.571	0.009	0.499	0.215	0.258	0.942
VOL(2,12)	0.200	0.349	0.584	0.019	0.380	0.022	0.828	0.002	0.060	0.554
VOL(3,9)	0.687	0.616	0.146	0.076	0.167	0.002	0.728	0.098	0.174	0.731
VOL(3,12)	0.353	0.733	0.119	0.058	0.207	0.009	0.532	0.018	0.051	0.552

TABEAU 13 - Résultats IS des régressions factorielles par secteur d'activités, 1989-2015

Ce tableau présente les résultats IS des régressions factorielles des primes de risque sectorielles du S&P/TSX par rapport aux différents facteurs représentant les groupes de variables macroéconomiques, indicateurs techniques et l'ensemble de ces deux groupes de variables pour la période débutant en janvier 1989 et terminant en avril 2015. Les facteurs sont créés à l'aide de l'analyse en composantes principales et le nombre de facteur est déterminé à l'aide du critère de sélection $R^2_{ajusté}$. La valeur des coefficients, les statistiques t, les valeurs p et les coefficients de détermination (R^2) y sont présentés. La valeur p est produite à partir d'un test unilatéral et est calculée à l'aide de la méthode wild bootstrap et de l'estimateur robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation de Newey et West, tenant ainsi compte de la persistance des variables et de la corrélation entre la prime de risque et les variables indépendantes à des périodes antérieures.

Variables macroéconomiques																		
Variable	Énergie		Matériaux		Industriel		Con.Disc.		Con.NDisc		Santé		Finance		Tech. Info.		Télécomm.	
	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²
F_1^{ECON}	0.419	0.8%	0.746	0.2%	0.096	0.5%	0.605	1.2%	0.359	1.3%	0.386	0.0%	0.591	0.7%	0.892	1.6%	0.465	0.0%
F_2^{ECON}	0.357						0.054		0.955				0.744		0.101			
F_3^{ECON}	0.068								0.179				0.184		0.824			
Indicateurs Techniques																		
Variable	Énergie		Matériaux		Industriel		Con.Disc.		Con.NDisc		Santé		Finance		Tech. Info.		Télécomm.	
	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²
F_1^{TECH}	0.496	2.4%	0.240	1.6%	0.225	4.2%	0.036	2.7%	0.100	4.8%	0.002	3.1%	0.175	4.7%	0.005	7.2%	0.072	4.6%
F_2^{TECH}	0.320		0.967		0.911		0.207		0.985		0.457		0.001		0.973		0.132	
F_3^{TECH}	0.007		0.901		0.000		0.032		0.999		0.052				0.001		0.000	
Toutes variables confondues (macroéconomiques et indicateurs techniques)																		
	Énergie		Matériaux		Industriel		Con.Disc.		Con.NDisc		Santé		Finance		Tech. Info.		Télécomm.	
	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²	p	R ²
F_1^{TOUS}	0.516	1.2%	0.295	0.9%	0.187	1.5%	0.022	2.7%	0.080	2.5%	0.001	2.3%	0.140	0.3%	0.002	3.3%	0.067	0.7%
F_2^{TOUS}	0.432		0.726		0.089		0.735		0.130						0.498			
F_3^{TOUS}	0.534		0.936		0.766		0.668		0.983						0.102			
F_4^{TOUS}	0.982				0.117		0.941								0.847			

TABLERAU 14 - Matrice de corrélation entre la prime de risque des différents secteurs d'activités, 1989-2015

Ce tableau présente la corrélation entre les primes de risque des différents secteurs d'activités pour la période débutant en janvier 1989 et terminant en avril 2015. La diagonale est la corrélation entre deux variables identiques et prend une valeur unitaire.

	Énergie	Matér	Industrie	Con.Disc.	Con.NDisc	Santé	Finance	Tech. Info.	Télécomm.	Serv.Publ.
Énergie	1	***	***	***	***	***	***	**	**	***
Matériaux	0.549	1	***	***	***	***	***	***	*	***
Industriel	0.380	0.378	1	***	***	***	***	***	***	***
Con.Disc.	0.295	0.288	0.723	1	***	***	***	***	***	***
Con.NDisc	0.254	0.274	0.420	0.495	1	***	***	**	***	***
Santé	0.165	0.173	0.403	0.446	0.274	1	***	***	***	
Finance	0.371	0.324	0.616	0.617	0.464	0.241	1	***	***	***
Tech. Info.	0.130	0.146	0.470	0.449	0.126	0.351	0.376	1	***	
Télécomm.	0.137	0.105	0.375	0.473	0.257	0.242	0.414	0.436	1	***
Serv.Publ.	0.362	0.328	0.328	0.291	0.505	0.068	0.448	-0.023	0.170	1

Notes. *,**,*** indique le seuil de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

TABEAU 15 - Résultats OOS des régressions de prévision univariées et factorielles globales, 1977-2015

Ce tableau présente les résultats OOS des régressions univariées de la prime de risque du S&P/TSX par rapport aux différentes variables macroéconomiques et indicateurs techniques pour la période débutant en janvier 1977 et terminant en avril 2015. Les statistiques MSFE, $MSFE_{ajustée}$ et R^2_{OOS} ainsi que la valeur p associée à la statistique $MSFE_{ajustée}$ y sont présentés. La valeur p est calculée en régressant l'erreur de prévision quadratique ajustée par rapport à une constante, voir Clark et West (2007). La statistique R^2_{OOS} est calculée en soustrayant le ratio $MSFE_{MH}$ sur $MSFE_{variable\ testée}$ à une valeur unitaire. La période utilisée pour la première prévision commence en janvier 1977 et se termine en janvier 1987.

MSFE Moyenne historique		19.47							
Modèles univariés macroéconomiques					Modèles univariés techniques				
	MSFE	$MSFE_{aj}$	Valeur p	R^2_{OOS} (%)		MSFE	$MSFE_{aj}$	Valeur p	R^2_{OOS} (%)
DP**	20.25	2.270	0.012	-4.005	MM(1,9)	19.48	0.696	0.243	-0.058
DY	19.74	-1.061	0.856	-1.422	MM(1,12)	19.45	1.123	0.131	0.096
EP	19.55	-0.210	0.583	-0.448	MM(2,9)	19.58	0.290	0.386	-0.593
DE*	20.08	1.457	0.073	-3.140	MM(2,12)	19.54	0.420	0.337	-0.361
SVAR	20.37	0.752	0.226	-4.641	MM(3,9)	19.63	0.098	0.461	-0.861
BM	20.01	-0.288	0.613	-2.777	MM(3,12)	19.70	-0.299	0.617	-1.176
NTIS	19.52	-0.397	0.654	-0.275	MOM(9)	19.72	-0.021	0.508	-1.305
TBL (ann %)	19.67	0.721	0.235	-1.057	MOM(12)	19.60	-1.239	0.892	-0.664
LTY (ann %)	19.89	0.020	0.492	-2.194	VOL(1,9)	19.63	0.546	0.293	-0.823
CRED	19.77	-0.101	0.540	-1.533	VOL(1,12)	19.65	0.174	0.431	-0.915
CREDr**	19.28	1.836	0.033	0.987	VOL(2,9)	19.76	-0.300	0.618	-1.518
CREDs	19.50	0.745	0.228	-0.193	VOL(2,12)	19.65	-0.997	0.841	-0.928
INFL (%)	19.61	-0.238	0.594	-0.711	VOL(3,9)	19.80	-1.089	0.862	-1.714
					VOL(3,12)	19.67	-0.999	0.841	-1.036
Modèles en composantes principales macroéconomiques					Modèles en composantes principales techniques				
ACP-ECON*	20.26	1.300	0.097	-4.068	ACP-TECH	19.66	0.119	0.453	-1.005
Modèles en composantes principales de l'ensemble de toutes les variables (Macroéconomiques et techniques)									
ACP-TOUS	20.16	1.181	0.119	-3.570					

Notes. *, **, *** indique le seuil de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

TABLEAU 16 - Résultats OOS des régressions de prévision univariées par secteur d'activités, 1989-2015

Ce tableau présente les résultats OOS des régressions univariées des primes de risque sectorielles du S&P/TSX par rapport aux différentes variables macroéconomiques et indicateurs techniques pour la période débutant en janvier 1989 et terminant en avril 2015. Les statistiques $MSFE$, $MSFE_{ajustée}$ et R^2_{OOS} ainsi que la valeur p associée à la statistique $MSFE_{ajustée}$ y sont présentés. La valeur p est calculée en régressant l'erreur de prévision quadratique ajustée par rapport à une constante, voir Clark et West (2007). La statistique R^2_{OOS} est calculée en soustrayant le ratio $MSFE_{MH}$ sur $MSFE_{variable}$ à une valeur unitaire. La période utilisée pour effectuer la première prévision commence en janvier 1989 et se termine en janvier 1996.

Variables macroéconomiques																				
	Énergie		Matériaux		Industriel		Con.Disc.		Con.NDisc		Santé		Finance		Tech. Info.		Télécomm.		Serv.Publ.	
	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS}	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)
DP	0.224	-0.669	0.043	1.219	0.227	-2.153	0.265	-3.255	0.249	-1.437	0.482	-0.683	0.382	-1.345	0.404	-1.895	0.278	-2.380	0.092	-0.209
DY	0.593	-0.862	0.781	-0.787	0.961	-1.638	0.772	-1.355	0.690	-1.488	0.682	-1.253	0.957	-2.551	0.188	-0.884	0.622	-2.434	0.638	-0.646
EP	0.649	-0.676	0.601	-0.453	0.530	-0.381	0.965	-1.118	0.365	0.025	0.626	-0.351	0.998	-0.541	0.358	-0.372	0.519	-0.312	0.808	-1.031
DE	0.960	-0.865	0.585	-0.402	0.249	0.168	0.954	-0.990	0.812	-0.610	0.831	-0.474	0.873	-0.494	0.298	0.012	0.530	-0.339	0.956	-1.010
SVAR	0.915	-7.865	0.928	-2.621	0.575	-6.676	0.687	-3.332	0.217	-7.628	0.976	-3.140	0.052	-2.387	0.943	-2.501	0.715	-9.463	0.291	-3.824
BM	0.797	-1.452	0.320	-0.852	0.643	-1.096	0.083	0.910	0.740	-1.854	0.792	-2.270	0.324	-1.105	0.231	-0.153	0.521	-1.723	0.749	-0.982
NTIS	0.817	-0.564	0.967	-0.696	0.917	-0.451	0.938	-0.998	0.961	-1.068	0.924	-1.164	0.507	-0.219	0.838	-0.329	0.591	-0.529	0.154	0.600
TBL (ann %)	0.277	-0.163	0.652	-0.903	0.341	-0.098	0.517	-0.493	0.081	0.753	0.678	-0.502	0.323	-0.482	0.503	-0.387	0.625	-0.715	0.122	-0.026
LTY (ann %)	0.218	-0.958	0.813	-1.848	0.115	-0.183	0.340	-1.240	0.033	-0.097	0.721	-1.206	0.215	-1.585	0.620	-0.836	0.356	-1.003	0.129	-1.122
CRED	0.849	-1.806	0.672	-1.668	0.506	-2.224	0.126	-1.002	0.366	-2.068	0.193	-2.029	0.020	-0.063	0.454	-1.024	0.457	-1.769	0.508	-1.610
CREDr	0.715	-2.647	0.141	0.579	0.741	-1.592	0.496	-1.745	0.384	-0.935	0.816	-0.605	0.534	-1.172	0.642	-1.380	0.617	-1.741	0.830	-1.303
CREDs	0.690	-1.039	0.841	-0.463	0.924	-0.702	0.934	-0.821	0.857	-0.549	0.785	-0.560	0.585	-0.215	0.399	-0.217	0.941	-0.999	0.840	-0.756
INFL (%)	0.412	-0.475	0.709	-1.850	0.218	-0.927	0.563	-2.659	0.502	-2.248	0.664	-1.741	0.160	-1.653	0.970	-1.427	0.608	-1.293	0.416	-1.487

Indicateurs Techniques																				
	Énergie		Matériaux		Industriel		Con.Disc.		Con.NDisc		Santé		Finance		Tech. Info.		Télécomm.		Serv.Publ.	
	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS}	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)	Valeur p	R ² _{OOS} (%)
MM(1,9)	0.914	-0.636	0.635	-0.665	0.910	-0.765	0.663	-0.442	0.995	-0.830	0.423	-0.015	0.267	-0.097	0.139	0.480	0.899	-1.105	0.944	-1.261
MM(1,12)	0.947	-0.718	0.610	-0.846	0.857	-0.699	0.671	-0.432	0.345	-0.007	0.113	0.555	0.297	-0.080	0.066	0.989	0.251	-0.046	0.935	-1.085
MM(2,9)	0.869	-0.456	0.631	-0.736	0.799	-0.769	0.781	-0.404	0.599	-0.202	0.032	1.875	0.349	-0.325	0.183	0.349	0.885	-0.851	0.781	-1.590
MM(2,12)	0.965	-0.672	0.487	-0.271	0.270	-0.042	0.544	-0.445	0.113	0.621	0.127	0.566	0.417	-0.245	0.035	1.480	0.100	0.559	0.911	-0.686
MM(3,9)	0.418	-0.157	0.879	-0.693	0.572	-0.790	0.476	-0.202	0.246	0.229	0.046	1.373	0.167	0.246	0.184	0.333	0.710	-1.166	0.823	-1.142
MM(3,12)	0.996	-0.607	0.288	-0.021	0.353	-0.482	0.180	0.379	0.021	1.464	0.281	0.094	0.481	-0.308	0.026	1.862	0.092	0.634	0.720	-0.593
MOM(9)	0.877	-0.445	0.476	-0.266	0.857	-0.660	0.917	-1.046	0.070	1.006	0.445	-0.084	0.819	-0.528	0.023	2.016	0.778	-0.891	0.529	-1.357
MOM(12)	0.004	3.509	0.001	4.819	0.000	7.969	0.000	5.681	0.001	3.782	0.000	11.796	0.000	6.926	0.000	7.710	0.000	7.104	0.001	5.191
VOL(1,9)	0.574	-0.541	0.635	-0.879	0.890	-0.768	0.109	0.760	0.690	-2.407	0.303	0.029	0.343	-0.368	0.883	-0.567	0.720	-0.992	0.167	0.258
VOL(1,12)	0.456	-0.467	0.678	-0.965	0.935	-0.855	0.010	2.041	0.792	-2.258	0.062	0.724	0.601	-0.497	0.104	0.641	0.331	-0.292	0.738	-0.380
VOL(2,9)	0.849	-0.486	0.768	-0.773	0.953	-0.682	0.070	0.610	0.894	-2.529	0.026	1.682	0.847	-0.490	0.877	-0.642	0.910	-0.880	0.168	0.263
VOL(2,12)	0.497	-0.429	0.590	-0.614	0.926	-0.736	0.024	1.298	0.712	-1.023	0.076	0.914	0.408	-0.267	0.016	2.016	0.317	-0.019	0.963	-0.568
VOL(3,9)	0.973	-0.942	0.614	-0.716	0.360	-0.323	0.181	0.282	0.950	-1.166	0.021	1.742	0.755	-0.564	0.332	-0.157	0.651	-0.425	0.840	-0.625
VOL(3,12)	0.920	-0.681	0.714	-0.496	0.386	-0.151	0.139	0.386	0.877	-0.594	0.018	1.569	0.959	-0.643	0.071	0.950	0.178	0.239	0.921	-0.803

TABLEAU 17 - Résultats OOS des régressions de prévision factorielles par secteur d'activités, 1989-2015

Ce tableau présente les résultats OOS des régressions factorielles des primes de risque sectorielles du S&P/TSX par rapport aux différents facteurs représentant les groupes de variables macroéconomiques, indicateurs techniques et l'ensemble de ces deux groupes de variables pour la période débutant en janvier 1989 et terminant en avril 2015. Les facteurs sont créés à l'aide de l'analyse en composantes principales et le nombre de facteur est déterminé à l'aide du critère de sélection $R^2_{ajusté}$. La statistique R^2_{OOS} ainsi que la valeur p associée à la statistique $MSFE_{ajustée}$ y sont présentés. La valeur p est calculée en régressant l'erreur de prévision quadratique ajustée par rapport à une constante, voir Clark et West (2007). La statistique R^2_{OOS} est calculée en soustrayant le ratio $MSFE_{MH}$ sur $MSFE_{variable}$ à une valeur unitaire. La période utilisée pour effectuer la première prévision commence en janvier 1989 et se termine en janvier 1996.

	Énergie		Matériaux		Industriel		Con.Disc.		Con.NDisc		Santé		Finance		Tech. Info.		Télécomm.		Serv.Publ.	
	Valeur p	R^2_{OOS} (%)	Valeur p	R^2_{OOS} (%)	Valeur p	R^2_{OOS} (%)	Valeur p	R^2_{OOS} (%)	Valeur p	R^2_{OOS} (%)	Valeur p	R^2_{OOS} (%)	Valeur p	R^2_{OOS} (%)	Valeur p	R^2_{OOS} (%)	Valeur p	R^2_{OOS} (%)	Valeur p	R^2_{OOS} (%)
Modèle en composantes principales macroéconomique																				
ACP-ECON	0.896	-6.299	0.896	-3.573	0.607	-3.515	0.418	-2.440	0.031	1.242	0.830	-4.043	0.025	0.742	0.391	-0.944	0.697	-4.691	0.224	-2.116
Modèle en composantes principales technique																				
ACP-TECH	0.923	-0.603	0.483	-0.721	0.565	-0.584	0.089	0.756	0.546	-0.154	0.002	2.453	0.471	-0.248	0.026	1.529	0.306	-0.101	0.900	-0.900
Modèle en composantes principales de l'ensemble de toutes les variables (macroéconomiques et techniques)																				
ACP-TOUS	0.821	-4.718	0.626	-1.755	0.359	-1.614	0.546	-3.476	0.087	-2.353	0.195	-1.909	0.007	2.044	0.078	0.832	0.372	-2.569	0.083	-1.219

TABEAU 18 – Autres résultats OOS des régressions univariées et multivariées globales, 1977-2015

Ce tableau présente les coefficients de détermination OOS lors de périodes d'expansion et de récession des régressions univariées et multivariées de la prime de risque du S&P/TSX par rapport aux différentes variables macroéconomiques et indicateurs techniques ainsi que le gain d'utilité de chaque modèle pour la période débutant en janvier 1977 et terminant en avril 2015. Les coefficients de détermination lors de période d'expansion et de récession ainsi que le gain d'utilité avec et sans coûts de transaction y sont présentés. Le gain d'utilité suppose que l'investisseur possède un niveau d'aversion au risque intermédiaire, soit un coefficient d'aversion de 5 et que les coûts de transactions représentent 50 points de base pour chaque changement d'allocation.

Variables macroéconomiques					Indicateurs Techniques				
Variable	R ² _{EXP}	R ² _{REC}	CER _g	CER _{g,TC}	Variable	R ² _{EXP}	R ² _{REC}	CER _g	CER _{g,TC}
DP	6.07%	7.81%	3.09%	2.87%	MM(1,9)	-0.30%	1.88%	0.42%	-0.18%
DY	0.04%	0.05%	-0.05%	-0.12%	MM(1,12)	0.02%	2.73%	0.76%	0.28%
EP	0.47%	-0.25%	-0.74%	-0.85%	MM(2,9)	-0.39%	1.51%	-0.43%	-0.86%
DE	0.25%	3.66%	1.84%	1.49%	MM(2,12)	-0.68%	2.04%	-0.36%	-0.73%
SVAR	0.45%	-0.40%	-1.52%	-2.38%	MM(3,9)	-0.14%	0.90%	-1.57%	-2.03%
BM	0.39%	-0.05%	-0.99%	-3.17%	MM(3,12)	-0.45%	1.19%	-1.64%	-2.00%
NTIS	0.02%	-0.01%	0.10%	-0.53%	MOM(9)	-0.19%	1.19%	-1.92%	-2.45%
TBL (ann %)	-0.11%	1.35%	-3.08%	-3.30%	MOM(12)	-0.10%	0.26%	-1.28%	-1.49%
LTY (ann %)	0.01%	0.74%	-3.47%	-3.75%	VOL(1,9)	0.82%	1.53%	-0.92%	-1.90%
CRED	0.01%	-0.02%	-0.57%	-0.70%	VOL(1,12)	0.44%	1.06%	-1.27%	-1.84%
CREDr	0.57%	1.61%	1.66%	-0.33%	VOL(2,9)	0.00%	1.21%	-0.96%	-1.51%
CREDs	-1.32%	4.51%	-0.14%	-1.04%	VOL(2,12)	0.05%	0.29%	-2.08%	-2.31%
INFL (%)	0.01%	0.01%	-0.05%	-0.72%	VOL(3,9)	0.15%	0.26%	-2.45%	-2.91%
ACPecon	0.74%	4.85%	1.96%	1.66%	VOL(3,12)	-0.06%	0.53%	-2.25%	-2.49%
ACPtoutes	-0.42%	4.22%	1.88%	1.25%	ACPtechniques	-0.09%	1.53%	-0.78%	-1.26%

TABLERAU 19 - Résultats IS des régressions univariées globales, pour les données de 1977 à 2011 aux États-Unis

*Ce tableau présente les résultats IS des régressions univariées de la prime de risque du S&P/500 par rapport aux différentes variables macroéconomiques et indicateurs techniques pour la période débutant en janvier 1977 et terminant en décembre 2011. La valeur des coefficients, les statistiques *t*, les valeurs *p* et les coefficients de détermination *y* sont présentés. La valeur *p* est produite à partir d'un test unilatéral et est calculée à l'aide de la méthode wild bootstrap et de l'estimateur robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation de Newey et West, tenant ainsi compte de la persistance des variables et de la corrélation entre la prime de risque et les variables indépendantes à des périodes antérieures.*

Variables macroéconomiques					Indicateurs Techniques				
Variable	coeff.	stat. <i>t</i>	<i>p</i>	R ²	Variable	coeff.	stat. <i>t</i>	<i>p</i>	R ²
DP	0.52	1.104	0.989	0.29%	MM(1,9)	0.59	1.142	0.127	0.38%
DY	0.58	1.222	0.115	0.36%	MM(1,12)*	0.81	1.467	0.066	0.66%
EP	0.26	0.535	0.648	0.09%	MM(2,9)*	0.72	1.357	0.090	0.55%
DE	0.31	0.424	0.355	0.07%	MM(2,12)**	0.98	1.795	0.038	0.98%
SVAR*	5.94	1.638	0.052	0.46%	MM(3,9)	0.47	0.896	0.192	0.23%
BM	0.25	0.327	0.945	0.03%	MM(3,12)	0.44	0.790	0.222	0.19%
NTIS	-1.29	-0.103	0.532	0.00%	MOM(9)	0.60	1.090	0.130	0.36%
TBL (ann %)	0.03	0.383	0.309	0.04%	MOM(12)	0.68	1.220	0.113	0.44%
LTY (ann %)	0.01	0.063	0.384	0.00%	VOL(1,9)*	0.81	1.570	0.060	0.70%
LTR (%)	0.09	1.171	0.146	0.41%	VOL(1,12)**	0.98	1.784	0.045	0.97%
TMS (ann %)	0.11	0.802	0.240	0.14%	VOL(2,9)**	1.07	2.031	0.021	1.21%
DFY (ann %)	0.00	0.001	0.495	0.00%	VOL(2,12)**	1.06	1.947	0.024	1.15%
DFR (%)	0.32	1.371	0.115	1.12%	VOL(3,9)	0.41	0.760	0.219	0.17%
INFL (%)	-0.70	-0.998	0.832	0.33%	VOL(3,12)**	0.97	1.826	0.035	0.97%

Notes. *, **, *** indique le seuil de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

TABEAU 20 - Résultats IS des régressions factorielles globales, pour les données de 1977 à 2011 aux États-Unis

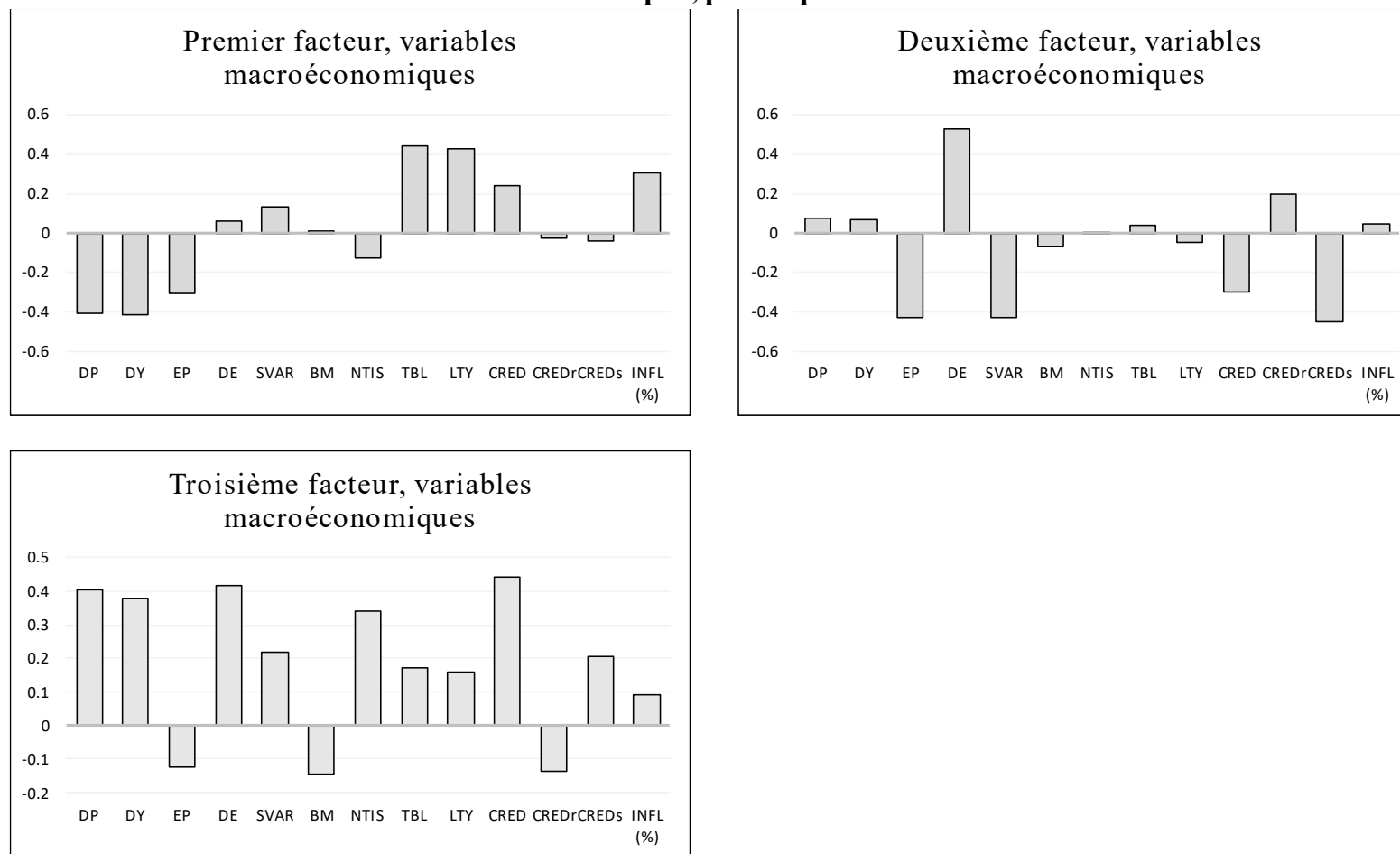
Ce tableau présente les résultats IS des régressions univariées de la prime de risque du S&P/500 par rapport aux différentes variables macroéconomiques, indicateurs techniques et indicateurs du sentiment du marché pour la période débutant en janvier 1977 et terminant en décembre 2011. La valeur des coefficients, les statistiques t , les valeurs p et les coefficients de détermination (R^2) y sont présentés. La valeur p est produite à partir d'un test unilatéral et est calculée à l'aide de la méthode wild bootstrap et de l'estimateur robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation de Newey et West, tenant ainsi compte de la persistance des variables et de la corrélation entre la prime de risque et les variables indépendantes à des périodes antérieures.

Variables macroéconomiques					Indicateurs Techniques				
Variable	coeff.	stat. t	p	R^2	Variable	coeff.	stat. t	p	R^2
F_1^{ECON}	0.04	0.455	0.604	0.05%	$F_1^{\text{TECH}*}$	0.13	1.587	0.058	0.81%
F_2^{ECON}	0.07	0.609	0.340						
$F_3^{\text{ECON**}}$	0.31	2.480	0.013						
Toutes variables confondues (macroéconomiques et indicateurs techniques)									
F_1^{TOUS}	0.12	1.455	0.226	1.56%					
F_2^{TOUS}	0.06	0.614	0.370						
$F_3^{\text{TOUS}*}$	0.25	1.644	0.098						
$F_4^{\text{TOUS**}}$	0.26	2.301	0.016						

Notes. *, **, *** indique le seuil de signification à 10%, 5% et 1% respectivement.

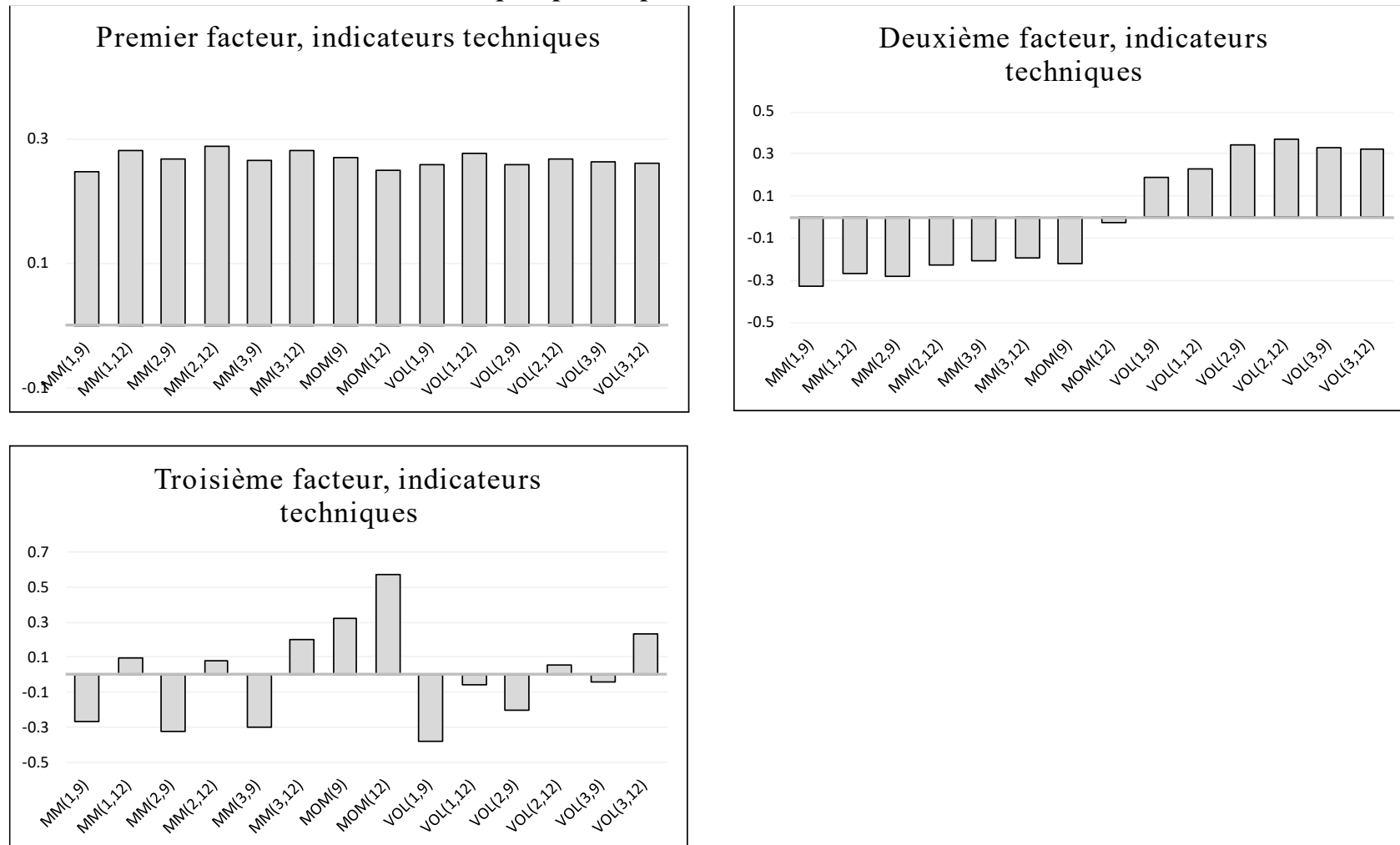
Figures

FIGURE 1 – Sensibilité des facteurs macroéconomiques, pour la période entre 1977:01 et 2015:04



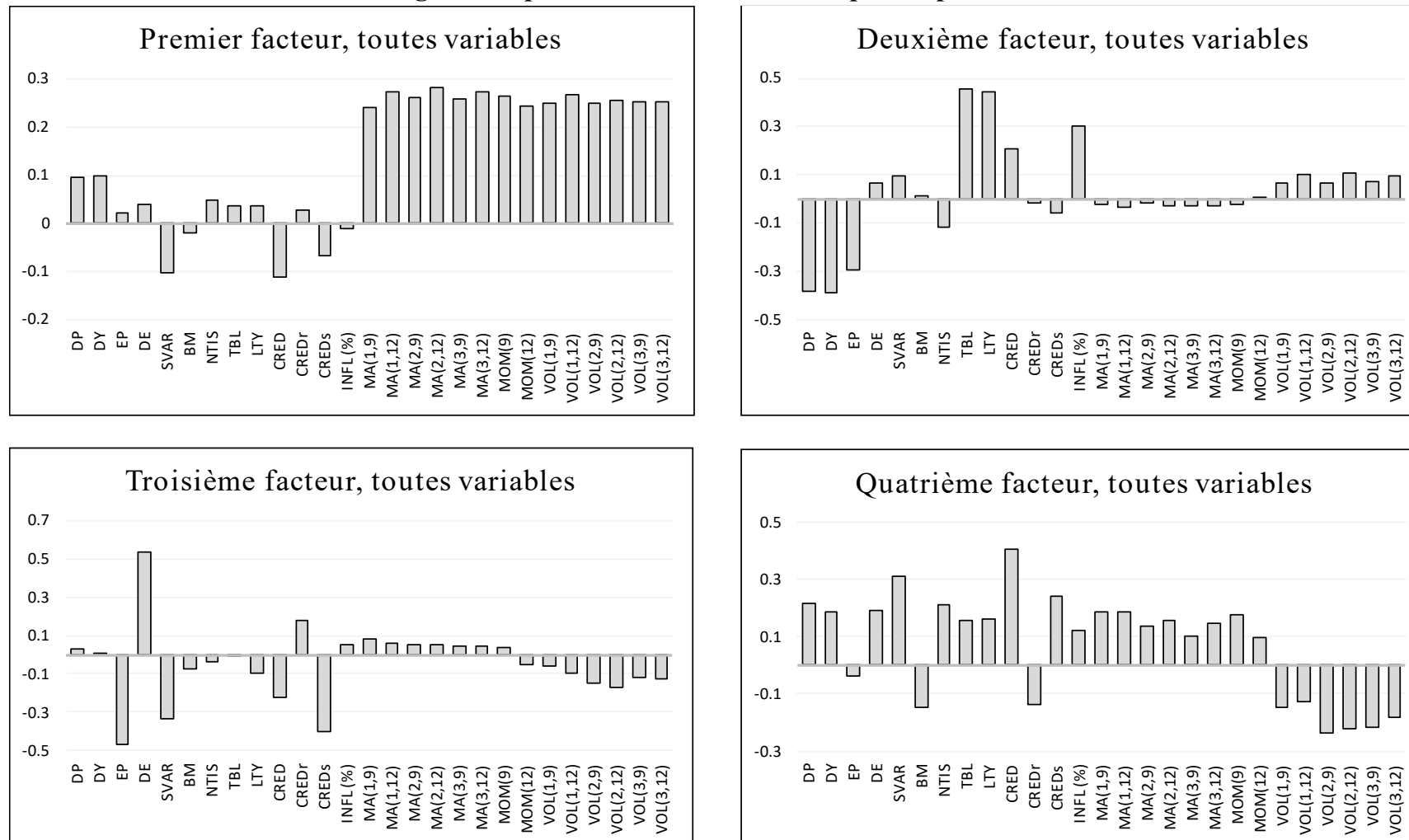
Notes. Contribution des 13 variables macroéconomiques sur les trois facteurs macroéconomiques, créés à l'aide de l'analyse en composantes principales pour la période 1977:01 à 2015:04.

FIGURE 2 – Sensibilité des facteurs techniques, pour la période entre 1977:01 et 2015:04



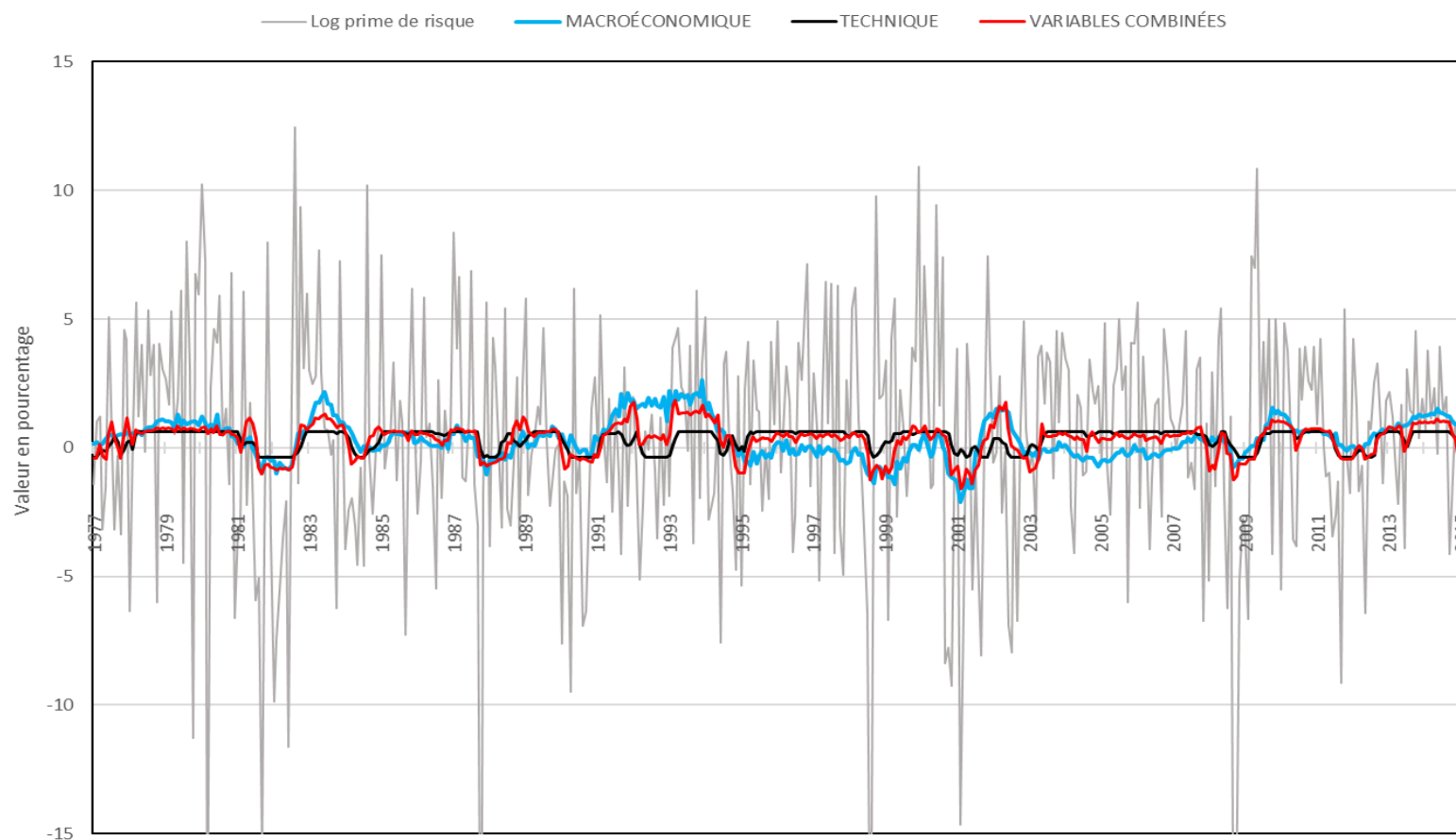
Notes. Contribution des 14 indicateurs techniques sur les trois facteurs techniques, créés à l'aide de l'analyse en composantes principales pour la période 1977:01 à 2015:04.

FIGURE 3 – Sensibilité des facteurs générés à partir de toutes les variables, pour la période entre 1977:01 et 2015:04



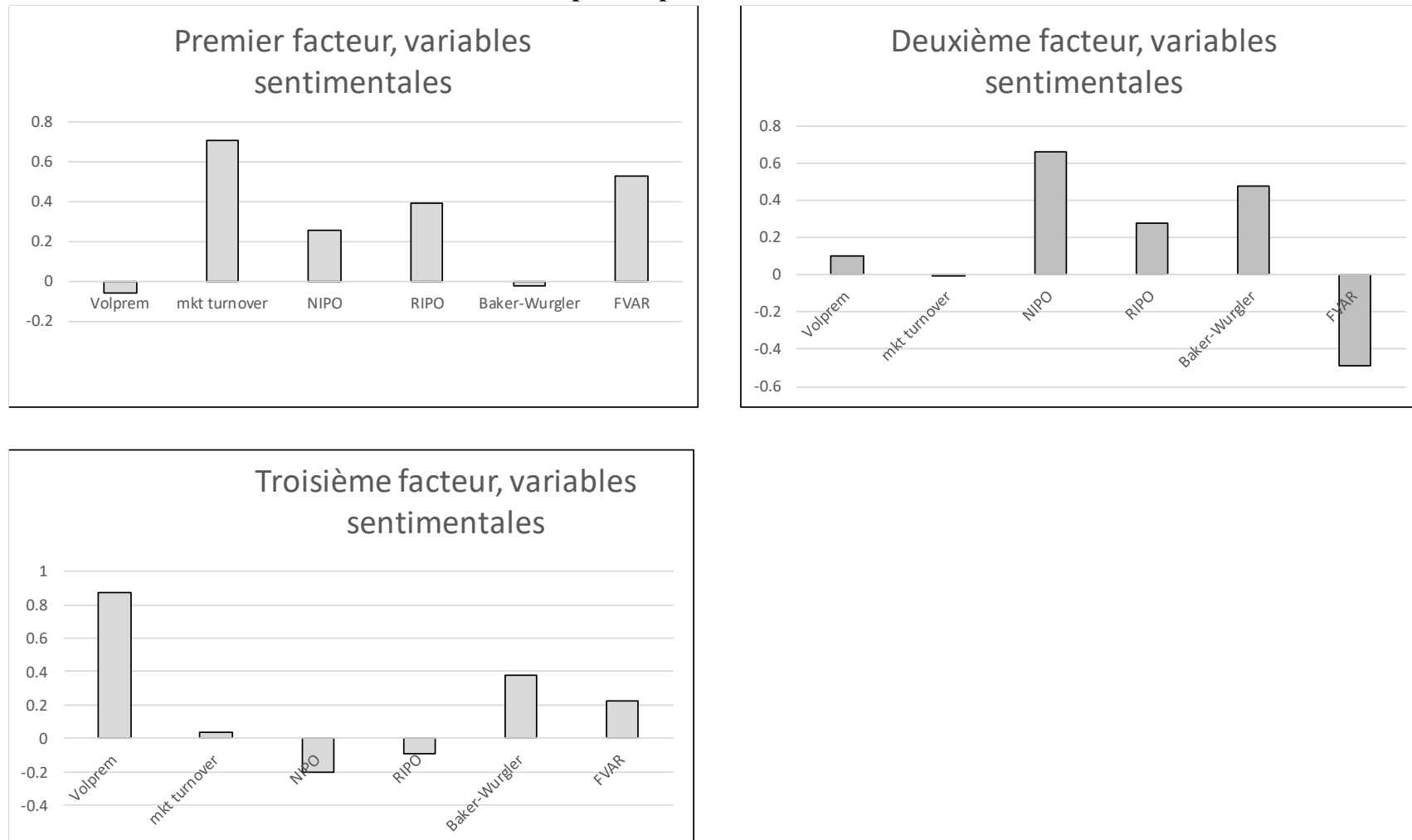
Notes. Contribution des 13 variables macroéconomiques et des 14 indicateurs techniques sur les quatre facteurs de l'ensemble des variables, créés à l'aide de l'analyse en composantes principales pour la période 1977:01 à 2015:04.

FIGURE 4 - Graphique de la prime de risque du S&P/TSX et des prévisions des modèles incorporant les variables macroéconomiques, indicateurs techniques et toutes les variables respectivement, pour la période entre 1977:01 et 2015:04



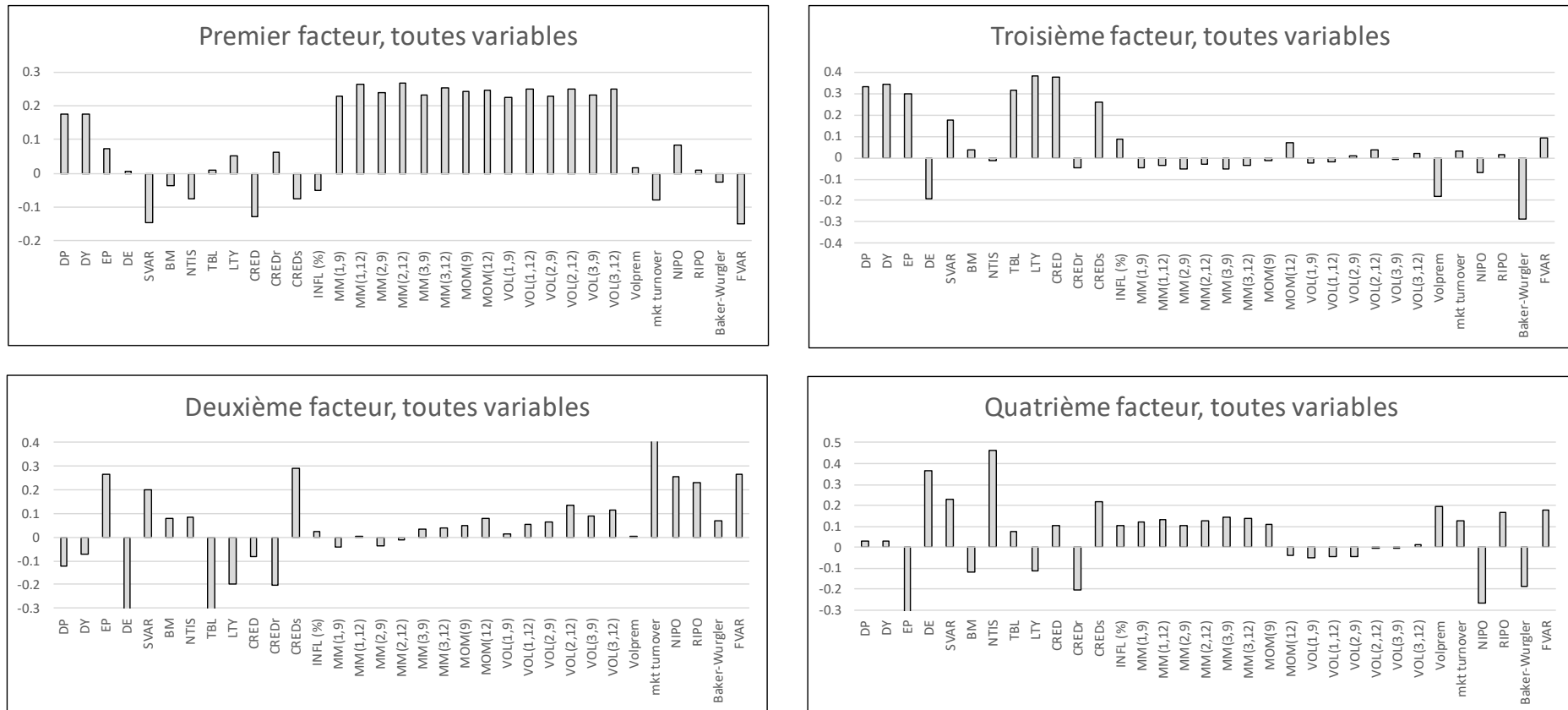
Notes. La prime de risque est la différence entre le rendement total mensuel du S&P/TSX et le taux des bons du Trésor à trois mois d'échéance. Les prévisions des analyses en composantes principales sont basées sur les 13 variables macroéconomiques, 14 indicateurs techniques et sur l'ensemble de ces 27 variables, respectivement.

FIGURE 5 – Sensibilité des facteurs de sentiment, pour la période entre 2001:05 et 2015:04.



Notes. Contribution des 6 variables de substitution du sentiment sur les trois facteurs liés au sentiment du marché, créés à l'aide de l'analyse en composantes principales pour la période 2001:05 à 2015:04.

FIGURE 6 – Sensibilité des facteurs générés à partir de toutes les variables, pour la période entre 2001:05 et 2015:04



Notes. Contribution des 13 variables macroéconomiques, des 14 indicateurs techniques et des 6 indicateurs de sentiment sur les quatre facteurs de l'ensemble des variables, créés à l'aide de l'analyse en composantes principales pour la période 2001:05 à 2015:04.